

Dinámica de la pobreza en Argentina: una estimación con múltiples paneles sintéticos^{*}

Lucila Venturi Grosso

Tesis de Maestría

Maestría en Economía

Universidad Nacional de la Plata

Director: Leonardo Lucchetti

Co-director: Leonardo Gasparini

Septiembre, 2018

Códigos JEL: D31, I32, O15

^{*} Este trabajo constituye la tesis de Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata (UNLP), realizada bajo la dirección de Leonardo Lucchetti (Banco Mundial) y la co-dirección de Leonardo Gasparini (CEDLAS-UNLP y CONICET). A ellos agradezco enormemente todo el tiempo, guía y apoyo a lo largo de este proceso. Agradezco además las valiosas sugerencias y comentarios de los participantes del seminario de tesis de la Maestría en Economía de la UNLP. Los eventuales errores son de mi exclusiva responsabilidad.

Resumen

El trabajo tiene como objetivo estudiar movilidad intra-generacional del ingreso y la pobreza en Argentina para entender, desde un punto de vista dinámico, los motivos detrás del estancamiento en el ritmo de reducción de la pobreza que se dio a partir de 2011. Adicionalmente, busca caracterizar y cuantificar los movimientos de los individuos al analizar duración en la pobreza, pobreza consecutiva versus transitoria y la probabilidad de volver a entrar. Para ello, se comparan los periodos 2004-2007 y 2011-2014, donde la evolución de la tasa de pobreza fue muy dispar, y se utiliza la metodología de paneles sintéticos. Son cuatro los resultados principales: 1) el estancamiento en la reducción de los niveles de pobreza se debe a una menor tasa de salida; 2) los individuos que se están moviendo son aquellos que eran pobres al inicio de los periodos bajo estudio; 3) en relación con el primer periodo, en 2011-2014 una mayor proporción de individuos estuvo en la pobreza por dos o tres años, predominando la pobreza transitoria; y 4) la probabilidad de volver a entrar en la pobreza fue mayor entre 2011-2014. Por otro lado, el trabajo valida la metodología con la estructura de panel de la encuesta de hogares de Argentina y estima dos de los parámetros más relevantes en la estimación por paneles sintéticos.

Clasificación JEL: D31, I32, O15

Palabras claves: movilidad, paneles sintéticos, dinámica de la pobreza, Argentina

Abstract

The objective of the paper is to study the intra-generational mobility of income and poverty in Argentina to understand the reasons of the stagnation in the pace of poverty reduction since 2011. Furthermore, the paper tries to characterize and quantify the movements of individuals, and therefore it analyzes poverty duration, consecutive versus transient poverty, and the probability of reentering poverty. To this effect, synthetic panel methodology is applied and two periods, which are characterized by different evolutions of the headcount ratio, are compared: 2004-2007 and 2011-2014. The main results are four-fold: 1) the stagnation was driven by a lower exit poverty rate; 2) the individuals who are moving along the income distribution are the ones who were poor at the beginning of the periods under study; 3) in comparison with the first period, between 2011-2014 a higher proportion of individuals was poor for two or three years and transient poverty prevailed over consecutive poverty; and, 4) the probability of reentering poverty was higher during 2011-2014. Moreover, the paper validates the methodology by using the panel structure of Argentina's household survey and estimates two of the most relevant parameters necessary to employ the synthetic panel approach.

JEL Classification: D31, I32, O15

Key words: mobility, synthetic panels, poverty dynamic, Argentina

Índice

1. Introducción

2. Metodología

3. Estrategia empírica

3.1. Datos, estimación y validación de la metodología

3.2. Generación de paneles

4. Resultados

4.1. Datos anónimos versus no anónimos

4.2. Validación de la metodología

4.2.1. Ingresos

4.2.2. Dinámica de la pobreza

4.2.3. Estimación del coeficiente de correlación entre los residuos de los modelos de ingreso

4.3. Dinámica de la pobreza

4.3.1. La dinámica de la pobreza entre dos años

4.3.2. La dinámica de la pobreza año a año

4.3.2.1. Duración en la pobreza

4.3.2.2. Pobreza consecutiva versus pobreza transitoria

4.3.2.3. Probabilidad de volver a entrar

5. Conclusión

Referencias bibliográficas

Anexo

1. Introducción

Durante la primera parte de la década del 2000, la combinación de alto crecimiento y mejoras en la distribución del ingreso dio lugar a una fuerte reducción de la pobreza en la mayoría de los países de América Latina y el Caribe (Cruces y Gasparini, 2013). Argentina no fue la excepción a este fenómeno. Tras la crisis macroeconómica sufrida en 2001/2002, la economía creció entre 2004 y 2007 a una tasa anualizada de 8,7% y la desigualdad del ingreso, medida por el coeficiente de Gini, cayó de 48,1 en 2004 a 46,1 en 2007. Sin embargo, estas tendencias positivas fueron menores a partir de 2011. Entre 2011 y 2014, la economía creció 1,2% anual y la desigualdad del ingreso se redujo en solo 0,9 puntos de Gini.¹

El menor crecimiento de la economía y la menor reducción de la desigualdad del ingreso han estado asociados a una menor caída en los niveles de pobreza. La Figura 1 muestra la tasa de pobreza para Argentina estimada según la línea internacional de pobreza de US\$ 4 diarios ajustados por paridad del poder adquisitivo de 2005 (PPP, por sus siglas en inglés). La tasa de pobreza se redujo de 34,4% en 2004 a 22,5% en 2007, lo que representa una caída de 11,9 puntos porcentuales. Por el contrario, la reducción de la pobreza comenzó a estancarse a partir de 2011 y, si se compara 2011 con 2014, la pobreza aumentó 0,6 puntos porcentuales.

Este trabajo tiene como objetivo estudiar movilidad intra-generacional del ingreso y la pobreza en Argentina para entender, desde un punto de vista dinámico, los motivos que pueden estar explicando el estancamiento en el ritmo de reducción de los niveles de pobreza que se observa a partir de 2011. Para ello, se compara la dinámica de los ingresos y de la pobreza de dos periodos caracterizados por una evolución muy dispar de la tasa de pobreza: 2004-2007 de gran caída de la pobreza y 2011-2014 de estancamiento e incluso leve incremento en los niveles de pobreza.²

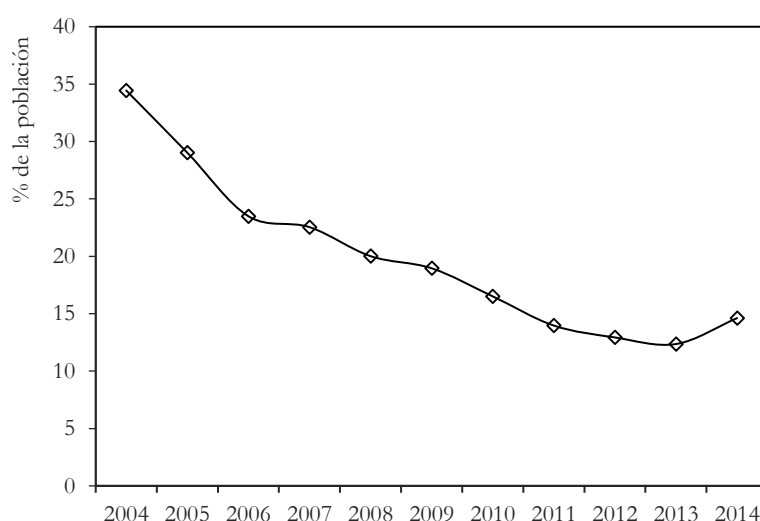
El análisis dinámico implica estudiar el flujo “bruto” de movimientos de individuos específicos a lo largo del tiempo, en lugar del típico análisis de la pobreza que se centra en flujos “netos” y en las tendencias de grupos de diferentes partes de la distribución del ingreso (Ferreira *et al.*, 2013). Si bien es claro que durante 2004 y 2007 la cantidad de individuos que entraron a la pobreza fue menor que los que salieron, es difícil saber si el estancamiento en la reducción de la pobreza entre 2011 y 2014 se debió a una menor tasa de salida, a una mayor

¹ El crecimiento de la economía hace referencia al crecimiento real del producto bruto interno en base a datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina y los datos de desigualdad del ingreso se obtuvieron del LAC Equity Lab del Banco Mundial.

² Dadas las comparaciones que se realizan en el trabajo, se utiliza “primer periodo” para hacer referencia al periodo comprendido entre 2004 y 2007 y “segundo periodo” para los años entre 2011 y 2014.

tasa de entrada o a ambos. Adicionalmente, el análisis dinámico permite determinar quiénes son los individuos que se están moviendo a lo largo de la distribución del ingreso y analizar cómo se están moviendo. En otras palabras, permite responder las siguientes preguntas: (i) ¿son los individuos que eran pobres al inicio del periodo los que están saliendo o están entrando aquellos que tenían un ingreso superior a la línea de pobreza en el periodo inicial?, (ii) ¿cuánto tiempo estuvieron estos individuos dentro de la pobreza? y (iii) ¿lograron salir de manera permanente de la pobreza o hay una posibilidad de que vuelvan a entrar?

Figura 1. Evolución de la tasa de pobreza (% de la población) en Argentina. 2004-2014



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la estimación surge de los datos de corte transversal para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años.

La principal limitación que existe normalmente es la falta de datos de panel. Los paneles son difíciles de administrar, costosos, muchas veces no son representativos de la población de un país, suelen cubrir periodos de tiempo cortos y sufren de pérdida de muestra no aleatoria (Lucchetti, 2017). Esto genera la necesidad de buscar herramientas que sustituyan la inexistencia de los paneles o logren superar las limitaciones de los mismos.

La literatura ha encontrado alternativas para solucionar esta limitación, comenzando por Deaton (1985), quien desarrolló la técnica de pseudo-paneles³ a partir de varias rondas de datos de corte transversal. En este trabajo se utiliza la metodología de paneles sintéticos, desarrollada por Dang *et al.* (2014) y mejorada por Dang and Lanjouw (2013) y Lucchetti

³ Ver Dang *et al.* (2014) y Gasparini, Cicowiez y Escudero (2013) para una breve descripción de la metodología de pseudo-paneles y de sus ventajas y desventajas.

(2017), que permite estudiar la dinámica de los ingresos y la pobreza a partir de al menos dos rondas de encuestas de corte transversal.

La Encuesta Permanente de Hogares Continua (EPH-C) de Argentina tiene una estructura de panel rotativo que sólo incluye cuatro observaciones de cada individuo durante un año y medio, lo cual impide analizar la movilidad de ingresos considerando periodos de tiempo más extensos. Por su parte, la mayoría de los trabajos que utilizan paneles sintéticos analizan movilidad entre dos puntos que tienden a estar alejados en el tiempo, obviando así la dinámica de los ingresos en años intermedios. Entre esos dos años algunos individuos pueden haber permanecido en la pobreza por largos periodos de tiempo, mientras que otros lo pueden haber hecho de manera esporádica. Dos países con el mismo nivel de pobreza agregada pueden diferir significativamente en la duración de la pobreza. El mismo grupo de personas puede ser continuamente pobre en un país, mientras que, en el otro, distintas personas pueden estar entrando a la pobreza temporariamente en distintos momentos del tiempo. Las consecuencias de éstas distintas experiencias van a ser diferentes, como así también lo serán las implicancias de política (Lanjouw *et al.*, 2011).

Debido a esto, en este trabajo se busca caracterizar y cuantificar los movimientos de los individuos y responder así una mayor cantidad de preguntas que hacen a la dinámica de la pobreza de un país. Para ello, se generan múltiples paneles sintéticos de manera tal de seguir a un grupo de individuos específico por varios años. En este caso se sigue a los individuos encuestados en 2004 y 2011 por tres años consecutivos más. Al hacer esto, no sólo se obtienen las probabilidades de transición hacia dentro y fuera de la pobreza entre dos años, como es usual en la literatura de paneles sintéticos, sino que también se analiza por cuánto tiempo estuvieron los individuos en la pobreza, si lo hicieron de manera consecutiva o transitoria⁴ y cuál fue la probabilidad de volver a entrar habiendo salido de la pobreza en algún momento.

Adicionalmente, y dada la existencia de una estructura de panel en la encuesta de hogares de Argentina, se realiza una validación parcial de la metodología. La EPH-C entrevista a un hogar durante dos trimestres sucesivos, lo deja libre los dos trimestres siguientes, lo vuelve a entrevistar dos trimestres más, para luego eliminarlo definitivamente de la muestra. De esta forma y dado que en este trabajo se sigue a los individuos encuestados en 2004 y 2011, se

⁴ Pobreza consecutiva hace referencia al caso de aquellos individuos que estuvieron en la pobreza una determinada cantidad de años seguidos a lo largo de un período de tiempo, mientras que pobreza transitoria se refiere a aquellos individuos que estuvieron en pobreza en años no necesariamente consecutivos durante dicho período de tiempo.

valida la metodología para 2004-2005 y 2011-2012 y se obtienen dos de los parámetros relevantes en la estimación de paneles sintéticos. Estos parámetros, que se analizan en la sección siguiente, luego pueden ser utilizados en otros trabajos para Argentina como para países con una estructura de bienestar similar.

De esta forma, son varias las contribuciones de este trabajo. Primero, se contribuye a la literatura de movilidad intra-generacional intentando cuantificar y caracterizar los movimientos “brutos” de individuos hacia dentro y fuera de la pobreza, con el fin de entender el estancamiento en el ritmo de reducción de la pobreza entre 2011 y 2014. Segundo, a diferencia de los trabajos que analizan movilidad entre dos puntos en el tiempo, en este trabajo se generan múltiples paneles sintéticos, lo que permite seguir a un mismo individuo por varios años y realizar un análisis más profundo de la dinámica de la pobreza de un país. Tercero, el análisis se realiza para Argentina, donde la literatura de movilidad, incluso la que utiliza paneles sintéticos, es escasa. Por último, se realiza una validación de la metodología de paneles sintéticos aprovechando la estructura de panel de la encuesta de hogares de Argentina, y se obtienen dos de los parámetros más relevantes en la estimación por paneles sintéticos.

Respecto de la validación de la metodología, con datos de la EPH-C el trabajo encuentra que en Argentina la metodología de paneles sintéticos estima ingresos y dinámica de la pobreza de manera adecuada. Por su parte, para el análisis de la dinámica de la pobreza se toman los periodos 2004-2007 y 2011-2014 y se encuentra que una menor tasa de salida de la pobreza es el factor principal que puede estar explicando el estancamiento en la reducción de los niveles de pobreza entre 2011 y 2014. Por otro lado, se encuentra que los individuos que se están moviendo son aquellos que eran pobres al inicio de cada uno de los periodos bajo estudio (2004 o 2011, según corresponda) y no aquellos que tenían un ingreso superior a la línea de pobreza.

En cuanto a la duración en la pobreza de quienes eran pobres al inicio del periodo, la misma difiere cuando se comparan los dos periodos bajo estudio. Respecto a 2004-2007, en el segundo periodo una menor cantidad de individuos fue pobre durante los cuatro años del periodo, mientras que la proporción de individuos que estuvieron dos o tres años en la pobreza fue mayor. A su vez, este último grupo de individuos estuvo en la pobreza de manera transitoria, es decir, lograron salir en algún momento, pero en otro de los años volvieron a entrar. De hecho, la probabilidad de volver a entrar y, a su vez, de terminar siendo pobre en el final del periodo fue mucho mayor entre 2011-2014.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 y 3 se analizan la metodología y la estrategia empírica del trabajo, respectivamente. La sección 4 muestra los resultados, que pueden dividirse principalmente en dos grandes partes, una que hace a la validación de la metodología utilizando la estructura de panel de la EPH-C y otra que analiza la dinámica de la pobreza para los dos periodos bajo estudio. Por último, la sección 5 concluye.

2. Metodología⁵

Para superar las limitaciones que presentan los datos de panel, se utiliza la metodología de paneles sintéticos, desarrollada por Dang *et al.* (2014) y mejorada por Dang y Lanjouw (2013) y Lucchetti (2017). A través del uso de al menos dos rondas de datos de corte transversal, la metodología crea un panel sintético que permite dar respuestas al análisis de la dinámica de la pobreza. Si bien, como se verá más adelante en el trabajo, la metodología funciona bien para estimar las transiciones hacia fuera y dentro de la pobreza, no se la debe considerar un sustituto de los datos de panel. Por el contrario, es un complemento dado que, en los casos donde no existen datos de panel, permite estudiar un fenómeno relevante como es la movilidad social y, en los casos en los que existe un panel, la metodología sirve para expandir la muestra a aquellos individuos que no se encuentran en la estructura de panel.

Supongamos dos rondas de encuestas de corte transversal, donde y_{it} es el logaritmo del ingreso per cápita familiar de la ronda t (donde $t = 1, 2$) del hogar i y sea z la línea de pobreza. Con ello se pueden estimar: 1) el cambio en los ingresos entre ambos periodos, dado por $\Delta y_i = y_{i2} - y_{i1}$; y 2) las posibles transiciones hacia dentro y fuera de la pobreza, dadas por el porcentaje de pobres que lograron escapar de la pobreza ($\Pr(y_{i2} \geq z \mid y_{i1} < z)$), los que permanecieron en la pobreza ($\Pr(y_{i2} < z \mid y_{i1} < z)$), los que entraron a la pobreza ($\Pr(y_{i2} < z \mid y_{i1} \geq z)$) y los que siguieron fuera de la pobreza ($\Pr(y_{i2} \geq z \mid y_{i1} \geq z)$). Dado que los individuos son entrevistados solo una vez (en la primera o en la segunda ronda), este análisis no puede llevarse a cabo directamente con las encuestas de corte transversal.

Sin embargo, sí se puede estimar un modelo de ingreso (o del consumo)⁶ por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en cada ronda de la relación entre el ingreso y características

⁵ Esta sección está basada ampliamente en Dang *et al.* (2014) y Lucchetti (2017).

⁶ En este trabajo la pobreza monetaria se mide sobre la distribución del ingreso y no sobre la del consumo.

invariantes en el tiempo, determinísticas y/o retrospectivas⁷ (por ejemplo, lenguaje, religión, etnia, nivel de educación, género, edad, entre otras) de la forma:

$$y_{it} = \beta_t x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde y_{it} es el logaritmo del ingreso per cápita familiar de la ronda t del hogar i , x_{it} es un vector de características invariantes en el tiempo, determinísticas y/o retrospectivas, que se encuentren disponibles en las dos rondas y ε_{it} es el término de error.

Al estimar la regresión en las dos rondas, podemos predecir el ingreso inobservable de la ronda 1 para los individuos de la ronda 2 (\hat{y}_{i1}^2) al multiplicar los coeficientes de estimación de la ronda 1 ($\hat{\beta}_1$) por los regresores utilizados en el modelo para todos los individuos de la ronda 2 (x_{i1}^2) más el término de error. Así se obtiene un panel sintético con un ingreso observado para la ronda 2 y el predicho para la ronda 1, de manera tal de poder obtener, por ejemplo, la probabilidad de salida de la pobreza:

$$\Pr(\hat{\varepsilon}_{i2} \geq z - \hat{\beta}_2 x_{i1}^2 \mid \hat{\varepsilon}_{i1} < z - \hat{\beta}_1 x_{i1}^2) \quad (2)$$

De esta forma, la probabilidad de salir de la pobreza depende de los términos de error de ambas rondas, lo que captura la correlación de aquella parte del ingreso no explicada por las características invariantes en el tiempo. Intuitivamente, la movilidad será mayor cuanto menor sea la correlación entre los residuos, y menor cuando los residuos tienden a estar perfectamente correlacionados. Dado el supuesto de correlación entre los errores de ambas rondas (ρ), Dang *et al.* (2014) obtienen una estimación de una cota inferior y otra superior de movilidad. Los autores suponen y demuestran que existe una correlación no negativa entre los residuos de las dos rondas⁸ y obtienen las cotas superior e inferior de movilidad, suponiendo una correlación de los errores igual a 0 y 1, respectivamente.

Para obtener la cota superior, los autores proponen seleccionar aleatoriamente y con reemplazo los residuos estimados del modelo de la ronda 1 y asignarlos a cada individuo de la ronda 2. Así, el ingreso predicho de la ronda 1 para los individuos encuestados en la ronda 2 es el siguiente:

⁷ Uno de los supuestos principales de la metodología es que la población representada por las muestras de ambas rondas es la misma. Este supuesto es el que garantiza que se puedan utilizar en el modelo estos regresores invariantes en el tiempo, determinísticos y/o retrospectivos. Ver Dang *et al.* (2014) para una explicación más detallada.

⁸ Ver Dang *et al.* (2014) para una explicación más detallada de por qué la correlación entre los residuos es rara vez negativa.

$$\hat{y}_{i1}^{2S} = \hat{\beta}_1 x_{i1}^2 + \varepsilon_{i1}^2 \quad (3)$$

donde los superíndices S y 2 hacen referencia a la cota superior y a los individuos encuestados en la ronda 2, respectivamente, y ε_{i1}^2 son los residuos seleccionados aleatoriamente y con reemplazo del modelo de la ronda 1 y asignados a los individuos de la ronda 2. De esta manera podemos conocer, por ejemplo, la proporción de individuos pobres en la primera ronda que lograron escapar de la pobreza en la segunda:

$$\Pr(y_{i2}^2 \geq z \mid \hat{y}_{i1}^{2S} < z) \quad (4)$$

Dado que se realizaron selecciones aleatorias de la distribución empírica de los errores estimados, se debe repetir el procedimiento R veces y usar el promedio de la ecuación (4) para obtener una estimación de la movilidad hacia afuera de la pobreza. Por su parte, dado que para obtener la cota inferior se supone correlación perfecta entre los errores de los modelos, los residuos de la segunda ronda se pueden utilizar directamente para predecir el ingreso de la primera ronda, escalando por los desvíos estándar de los residuos:

$$\hat{y}_{i1}^{2I} = \hat{\beta}_1 x_{i1}^2 + \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon_1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_2}} \varepsilon_{i2}^2 \quad (5)$$

donde el superíndice I hace referencia a la cota inferior y $\hat{\sigma}_{\varepsilon_1}$ y $\hat{\sigma}_{\varepsilon_2}$ son los desvíos estándar de los términos de error ε_{i1} y ε_{i2} , respectivamente. Luego, la proporción de hogares pobres que lograron salir de la pobreza en la segunda ronda viene dada por:

$$\Pr(y_{i2}^2 \geq z \mid \hat{y}_{i1}^{2I} < z) \quad (6)$$

Al no tomarse muestras aleatorias de la distribución de los residuos, no es necesario repetir R veces el cálculo de la proporción.

Los autores validan la metodología para Vietnam e Indonesia, donde existen datos de panel y encuentran que la movilidad “verdadera”⁹ se encuentra entre la estimación de la cota superior e inferior de movilidad. Cruces *et al.* (2015) validan el esquema no paramétrico para tres países de LAC: Chile, Perú y Nicaragua, donde hay disponibles datos de panel. Realizan el análisis para distintos rangos de tiempo entre las rondas, concluyendo que la metodología puede ser utilizada para estimar movilidad a corto y largo plazo (por ejemplo, 10 años para el caso de Chile). Ferreira *et al.* (2013) estiman la cota inferior para 18 países de LAC entre

⁹ De aquí en adelante y como en la mayoría de los trabajos que utilizan paneles sintéticos, el término movilidad “verdadera” hace referencia a la estimación de movilidad que surge del panel existente en el país bajo análisis.

los años circa 1990 y 2010. Para Argentina encuentran que entre 1994 y 2009 un 10,9% de la población permaneció en la pobreza, un 7,6% pasó de ser pobre a vulnerable y sólo un 0,1% pasó a formar parte de la clase media.¹⁰

Para superar la estimación por cotas¹¹, Dang y Lanjouw (2013) introducen un método para estimar el coeficiente de correlación entre los errores (ρ). Luego, suponen que los términos de error ε_{i1} y ε_{i2} tienen una distribución normal bivariada con correlación no negativa igual a ρ y desvíos estándar σ_{ε_1} y σ_{ε_2} , respectivamente. De esta manera, obtienen una estimación puntual a través de un esquema paramétrico al estimar ρ a través de cohortes de edad. De esta forma, la probabilidad de escapar de la pobreza viene dada por:

$$\Pr(y_{i2}^2 \geq z \mid y_{i1}^2 < z) = \phi_2\left(\frac{z - \hat{\beta}_1 x_{i1}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_1}}, \frac{z - \hat{\beta}_2 x_{i1}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_2}}, -\rho\right) \quad (7)$$

Validan la metodología para Bosnia y Herzegovina, Laos, Perú, Estados Unidos y Vietnam y encuentran que la estimación de movilidad cae dentro del intervalo de confianza del 95 por ciento. Vakis *et al.* (2016) aplican este esquema para medir pobreza crónica en 17 países de LAC entre circa 2004-2012. Para Argentina encuentran que un 9,0% de la población siguió siendo pobre, un 3,3% entró a la pobreza, un 28,1% salió de la pobreza y un 59,6% permaneció fuera de la pobreza.¹²

Si bien con esta adaptación de la metodología se supera la estimación por cotas, son varias las limitaciones que surgen. Primero, es necesario estimar el coeficiente de correlación ρ . Los autores proponen usar como estimación la correlación de los residuos entre distintas cohortes de edad que surgen de los datos de corte transversal. Segundo, se supone normalidad de los residuos, la cual es rechazada para Vietnam e Indonesia (Dang *et al.*, 2014). Tercero, y dado el objetivo de este trabajo, la más importante, la técnica no permite recuperar los vectores de ingresos de los individuos por lo que no se puede analizar la dinámica de los ingresos.

¹⁰ Varios otros trabajos validan y aplican la metodología. Ver por ejemplo Dávalos y Meyer (2015) para Moldova.

¹¹ Dang *et al.* (2014) argumentan que las estimaciones tienden a caer entre la cota inferior y superior, por lo que se puede achicar la brecha entre las cotas seleccionando a $0 < \rho < 1$.

¹² Varios trabajos aplican la metodología de Dang y Lanjouw (2013). Ver Dang, Jolliffe y Carletto (2017) para Vietnam, Cancho *et al.* (2015) para varios países de Europa y Asia Central, Balcazar *et al.* (2018) para Colombia, Rama *et al.* (2015) para India, Dang y Ianchovichina (2016) para países del Medio Oriente y norte de África, Dang y Lanjouw (2018) para India, Dang, Lanjouw y Swinkels (2014) para Senegal y Dang y Dabalen (forthcoming) para África.

Para superar las últimas dos limitaciones, Lucchetti (2017) realiza una adaptación a la estimación paramétrica de Dang y Lanjouw (2013) a través de un esquema no paramétrico siguiendo a Dang *et al.* (2014). Plantea que como es de esperar que la correlación entre los errores sea positiva, el “verdadero” término de error tiene a estar entre los residuos de las ecuaciones (3) y (5). De esta manera, se puede realizar un promedio ponderado de los residuos para obtener una estimación puntual de la movilidad. El ingreso predicho de la ronda 1 bajo este método viene dado por:

$$\hat{y}_{i1}^{2NP} = \hat{\beta}_1 x_{i1}^2 + \left[(1 - \gamma) \hat{\varepsilon}_{i1}^2 + \gamma \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon_1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_2}} \hat{\varepsilon}_{i2}^2 \right] \quad (8)$$

donde *NP* hace referencia a la estimación no paramétrica y γ es el ponderador de los residuos de la cota superior e inferior de movilidad, que toma valores entre $[0; 1]$. Nuevamente, como se toman muestras aleatorias con reemplazo de la distribución de residuos de la primera ronda, el procedimiento debe repetirse *R* veces. Adicionalmente, y similar a Dang y Lanjouw (2013), esta adaptación requiere la estimación del ponderador γ . Vale notar que cuando $\gamma = 1$, $\hat{y}_{i1}^{2NP} = \hat{y}_{i1}^{2I}$ y cuando $\gamma = 0$, $\hat{y}_{i1}^{2NP} = \hat{y}_{i1}^{2S}$. Dado esto y basado en las correlaciones de residuos estimadas en trabajos previos, Lucchetti (2017) valida la metodología para Chile, Perú y Nicaragua con $\gamma = 0,5$, es decir, toma un promedio no ponderado de los residuos, y realiza un análisis de sensibilidad de las estimaciones de movilidad a cambios en γ . Adicionalmente, calcula movilidad intra-generacional para 17 países de LAC y, para Argentina, encuentra que el 58,4% de los individuos que eran pobres en 2004 lo siguieron siendo en 2014 y que el 4,3% que no eran pobres en 2004 pasaron a ser pobres en 2014.

A pesar de la necesidad que surge de estimar el ponderador, son dos las ventajas de esta última adaptación respecto a Dang and Lanjouw (2013): 1) no se asume ninguna distribución sobre los residuos de los modelos de ingreso; y 2) permite obtener no sólo las probabilidades de transición hacia fuera y dentro de la pobreza, sino también el ingreso inobservable de la primera ronda para todos los individuos encuestados en la segunda.¹³ De esta manera, el método permite estimar el crecimiento del ingreso para cada hogar entre dos rondas como si realmente se tuvieran datos de panel. Debido principalmente a esta última ventaja es que en este trabajo se seguirá la adaptación de Lucchetti (2017). Si bien la elección del γ es arbitraria, en el trabajo se aprovecha la estructura de panel de la encuesta de hogares de

¹³ A diferencia de Dang *et al.* (2014) que obtiene dos cotas, Lucchetti (2017) obtiene una estimación puntual del ingreso.

Argentina, para determinar cuál es el ponderador que mejor estima ingresos y dinámica de la pobreza.

3. Estrategia empírica

3.1. Datos, estimación y validación de la metodología

Para el análisis empírico se utilizó la EPH-C de Argentina, llevada a cabo por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) desde el año 1974. Es la encuesta de hogares más representativa de la población urbana del país al cubrir actualmente 31 aglomerados urbanos, donde habita alrededor del 70% de la población urbana de Argentina. Desde el año 2003 la encuesta es realizada a lo largo de todo el año y publicada de manera trimestral. Se tomaron las bases correspondientes a 2004-2007 y 2011-2014.¹⁴ Las mismas fueron procesadas de acuerdo con los lineamientos del proyecto Socioeconomic Database for Latin America and the Caribbean (SEDLAC), desarrollado conjuntamente por el Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad Nacional de La Plata y el grupo de pobreza para LAC del Banco Mundial (LCSP).

Las estimaciones son realizadas a nivel individual y, de manera consistente con la literatura, se restringió la muestra al jefe de hogar de entre 25 y 55 años para evitar que se invalide el supuesto de invariancia de las variables en el tiempo. A su vez, en todos los casos se considera que un individuo es pobre cuando su ingreso per cápita familiar es inferior a la línea internacional de pobreza de US\$ 4 diarios (ajustados por PPP de 2005).

Como se planteó en la sección anterior, son tres los elementos que determinan la estimación: 1) la especificación del modelo; 2) el ponderador entre los residuos de la primera y segunda ronda (γ); y 3) el número de repeticiones en el cálculo de la cota superior de movilidad. Como demuestra Lucchetti (2017) las estimaciones son poco sensibles a la especificación del modelo de ingreso (o del consumo). Por ello, todas las estimaciones de este trabajo se realizaron con una sola especificación. Se regresó el logaritmo del ingreso per cápita familiar (ajustado por PPP) en el género, los años de educación, la edad, la edad al cuadrado, en si la persona es migrante o no¹⁵, en efectos fijos por aglomerado y en todas las interacciones posibles con los distintos aglomerados. Las estimaciones para cada uno de los años se

¹⁴ Se tomaron las bases correspondientes al segundo semestre de cada año, excepto para el segundo semestre de 2007, donde solo está disponible la encuesta del cuarto trimestre.

¹⁵ Para determinar si la persona es migrante o no, la EPH-C pregunta al individuo ¿dónde vivía hace 5 años? Como en este trabajo se miran dos periodos de cuatro años cada uno, esta variable se puede adicionar al grupo de regresores invariantes en el tiempo.

muestran en el Cuadro A1 del Anexo. Estos coeficientes son los que luego se aplican para predecir el ingreso que tuvieron en la ronda 1 los individuos encuestados en la ronda 2.

Para la elección del γ se aprovechó la estructura de panel de la encuesta de hogares de Argentina. Dada esta estructura y los años que se analizan en este trabajo, solo se puede realizar la validación para dos años: para los individuos del panel encuestados en 2004-2005 (2.819 individuos) y para los encuestados en 2011-2012 (3.296 individuos).¹⁶ Se realizaron dos validaciones, una sobre la dinámica del ingreso y otra sobre la movilidad hacia dentro y fuera de la pobreza.

El ejercicio de validación consiste en calcular las variaciones del ingreso y la movilidad hacia dentro y fuera de la pobreza de los individuos con el panel “verdadero” de Argentina y compararlas con las que surgen de aplicar la metodología de paneles sintéticos. Para la aplicación de esta última, se realizó una predicción fuera de la muestra. Cada año fue considerado un corte transversal y se los dividió en dos sub-muestras. Luego, la metodología se aplicó para distintos valores del ponderador. Se tomaron los coeficientes estimados en la primera sub-muestra de 2005 o 2012 y se aplicaron en la segunda sub-muestra “cruzada” correspondiente a 2004 o 2011, según el periodo que corresponda. De esta manera, el trabajo encuentra el γ que mejor predice movilidad y dinámica del ingreso en Argentina. Por otro lado, como otra forma de contribuir a la literatura de paneles sintéticos, se calcula el coeficiente de correlación entre los residuos de la primera y segunda ronda.¹⁷

Respecto a las repeticiones, se aprovecha también la estructura de panel de la EPH-C y se realiza un análisis de sensibilidad para determinar si los resultados varían con el número de repeticiones utilizadas en el cálculo de la cota superior de movilidad.

3.2. Generación de paneles

A diferencia de la mayoría de los trabajos de esta literatura, en este trabajo se generan múltiples paneles sintéticos para poder ver la dinámica de la pobreza no solo entre dos años alejados en el tiempo, sino también en los años intermedios. En este caso los dos periodos

¹⁶ Se incluyeron individuos que fueron entrevistados en los dos trimestres del segundo semestre como aquellos que sólo fueron entrevistados en un solo trimestre del semestre.

¹⁷ A pesar de que haya cierta relación entre el ponderador y el coeficiente de correlación, vale aclarar que no son lo mismo. γ es el ponderador entre los errores de la cota superior e inferior de movilidad y ρ es el coeficiente de correlación entre los residuos de los modelos estimados en la ronda 1 y 2.

bajo estudio son: 2004-2007, caracterizado por una fuerte caída de la pobreza, y 2011-2014, periodo en el cual la caída de la tasa de pobreza se estancó.

Para la generación de los paneles, se tomaron los individuos encuestados en 2004 y 2011 y se estimó el ingreso que tuvieron estos individuos en 2005, 2006 y 2007 y 2012, 2013 y 2014, según el periodo que corresponda. Es decir, siguiendo la metodología, se tomaron los coeficientes estimados de las rondas correspondientes a 2005, 2006 y 2007 para el primer periodo y 2012, 2013 y 2014 para el segundo periodo y se aplicaron a los individuos encuestados en 2004 y 2011, según corresponda. De esta manera, se obtienen dos grandes paneles, uno para cada periodo. Cada uno de estos dos grandes paneles está formado por múltiples paneles sintéticos, lo que permite seguir a los hogares encuestados en 2004 y 2011 por tres años consecutivos más.

De esta manera, no solo se pueden analizar las transiciones hacia dentro y fuera de la pobreza, sino que también se logra responder una mayor cantidad de preguntas que hacen a la dinámica de la pobreza como, por ejemplo, la duración en la pobreza y la proporción de individuos que estuvieron de manera consecutiva o transitoria en la pobreza.

4. Resultados

4.1. Datos anónimos versus no anónimos

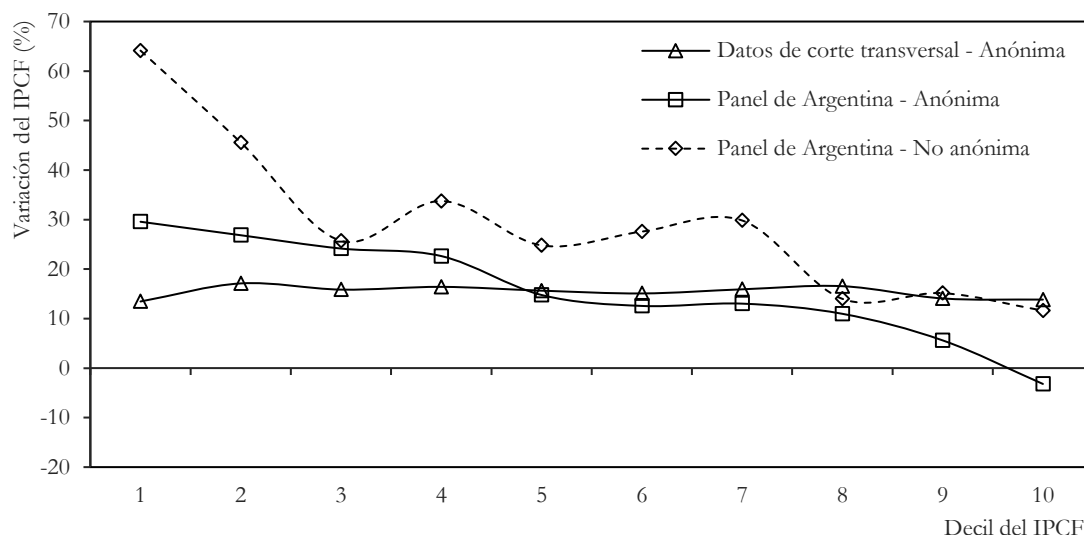
Para poder analizar la dinámica de los ingresos es necesario contar con el ingreso de un individuo en al menos dos periodos del tiempo. En otras palabras, se necesitan datos no anónimos. El Panel A y B de la Figura 2 muestra para diferentes estructuras de datos el crecimiento del ingreso per cápita familiar por decil para los periodos 2004-2005 y 2011-2012, respectivamente. Dadas las limitaciones que presentan los datos de panel, la variación del ingreso medio usualmente se calcula en base al ingreso promedio por decil, haciendo uso de los datos de corte transversal. Como puede observarse en la figura, con este tipo de estructura de los datos, las variaciones del ingreso no difieren demasiado entre deciles en ninguno de los dos periodos. Esto puede deberse al hecho de los individuos de un decil particular no necesariamente son los mismos en los dos años, es decir, la distribución del ingreso es anónima (Rama *et al.*, 2015).

Esto último da cuenta de la necesidad de utilizar una distribución no anónima y, por ende, la necesidad de contar con datos de panel. Dada la existencia de una estructura de panel para Argentina, se puede calcular para los individuos del panel el cambio en el ingreso medio de

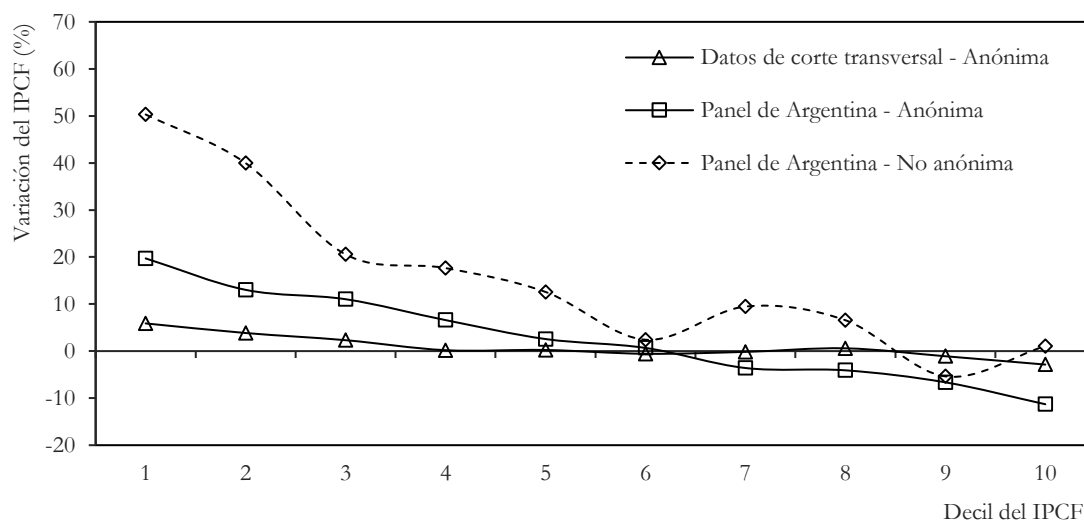
una forma anónima (como con los datos de corte transversal) y de una forma no anónima, es decir, como el crecimiento promedio del ingreso para cada decil.

Figura 2. Curvas de incidencia del crecimiento: datos anónimos versus no anónimos

Panel A: 2004-2005



Panel B: 2011-2012



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la muestra se restringe en los tres casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años. La línea de datos de corte transversal incluye todos los individuos bajo la restricción anterior, mientras que las otras dos, sólo aquellos que forman parte del panel de Argentina. Para el caso de la curva no anónima, el decil hace referencia a la ubicación del individuo en la distribución del ingreso del año 2004 o 2011, según corresponda.

Al utilizar el panel de Argentina se observa claramente que las conclusiones a las que se lleguen van a depender de si se utiliza o no una distribución del ingreso no anónima. En ambos periodos, la curva de incidencia no anónima muestra que el crecimiento del ingreso de todos los deciles fue mayor al que muestra la curva anónima, principalmente en los deciles más bajos de la distribución del ingreso. De aquí la importancia de contar con datos no anónimos para estudiar movilidad intra-generacional de los ingresos y consecuentemente, poder analizar la dinámica de la pobreza.

4.2. Validación de la metodología

4.2.1. Ingresos

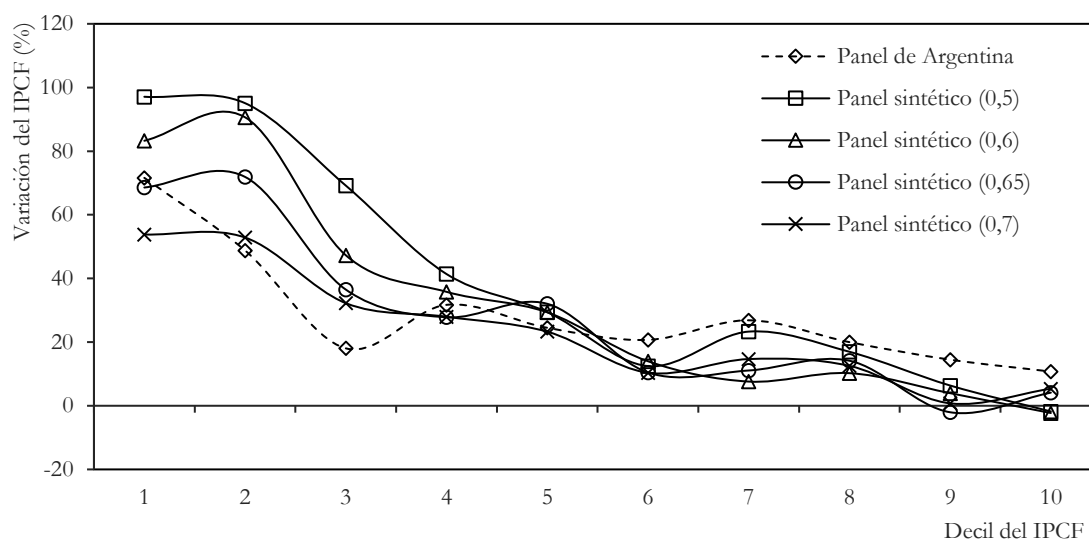
Una forma de validar la metodología es comparando el crecimiento de los ingresos por decil del panel “verdadero” de Argentina, con el que surge de aplicar la metodología de paneles sintéticos. En el Panel A y B de la Figura 3, la línea negra punteada es la variación “verdadera” del ingreso. El resto de las curvas hacen referencia a la estimación por paneles sintéticos para distintos valores del ponderador.¹⁸ La elección de los ponderadores que se muestran surge por los valores que previamente se utilizaron en la literatura. Por ejemplo, Lucchetti (2017) utiliza un promedio no ponderado de los residuos, esto es $\gamma = 0,5$. Dang y Lanjouw (2013) estiman el coeficiente de correlación ρ para diferentes países y encuentran que los mismos van de 0,43 para Laos (2002-2003 y 2007-2008) a 0,70 en Estados Unidos (2007-2009). Para el caso de Perú, el coeficiente varía entre 0,63 y 0,66 dependiendo la agrupación de los años que se considere (2004, 2005 y 2006). Si bien el ponderador y el coeficiente de correlación ρ no son lo mismo, los valores de ρ encontrados previamente en la literatura brindan soporte a la elección del ponderador.

Como puede observarse en la Figura 3, la pendiente de la curva de incidencia del crecimiento del panel “verdadero” no difiere significativamente de las que surgen de la estimación por paneles sintéticos. Sin embargo, las variaciones del ingreso tienden a diferir principalmente en los deciles más bajos de la distribución. De aquí la importancia de una elección adecuada del ponderador, que permita minimizar las diferencias en esta parte de la distribución del ingreso.

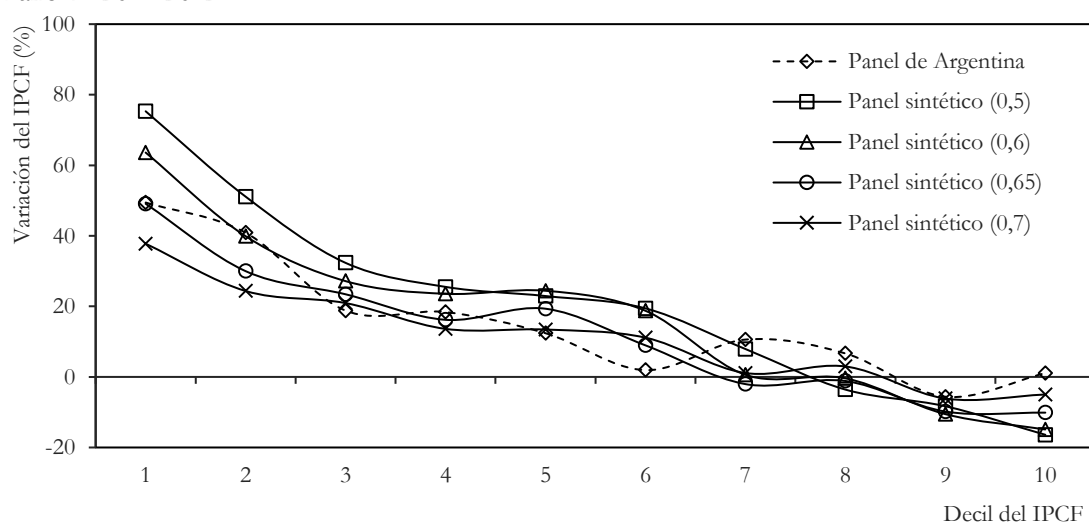
¹⁸ Si bien aún no se realizó un análisis de sensibilidad de los resultados ante cambios en el número de repeticiones utilizadas en el cálculo de la cota superior de movilidad, siguiendo a Lucchetti (2017) se utiliza una sola repetición para el ejercicio de validación de los ingresos y la dinámica de la pobreza.

Figura 3. Curvas de incidencia del crecimiento: panel “verdadero” versus paneles sintéticos

Panel A: 2004-2005



Panel B: 2011-2012



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la sub-muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El decil hace referencia a la ubicación del individuo en la distribución del ingreso del año 2004 o 2011, según corresponda. El valor entre paréntesis en las curvas que surgen de la aplicación de paneles sintéticos hace referencia al valor del ponderador utilizado en la estimación.

4.2.2. Dinámica de la pobreza

Otra validación es la que surge de comparar los resultados que hacen a la movilidad hacia fuera y dentro de la pobreza. Las figuras 4 y 5 muestran, para distintos valores del ponderador γ , las transiciones incondicionales para 2004-2005 y 2011-2012, respectivamente. Por su parte, las figuras 6 y 7 comparan las transiciones condicionales al estatus de pobreza inicial, es decir, al número de individuos que eran o no eran pobres en 2004 y 2011, según corresponda.

Como puede observarse en las figuras, no todas las estimaciones caen dentro del intervalo de confianza del 95 por ciento de la movilidad que surge del panel “verdadero” de Argentina. Son varios los motivos que pueden estar explicando estas diferencias. Primero, la estructura de panel de Argentina sólo permite validar movilidad entre un año y el siguiente. Cruces *et al.* (2015) plantean que la metodología estima bien las transiciones hacia dentro y fuera de la pobreza tanto en el corto como en el largo plazo. Sin embargo, demuestran que el rango entre la cota inferior y superior de movilidad tiende a achicarse cuanto mayor el periodo entre los años de las dos rondas. Segundo, al predecir el ingreso de la segunda ronda con los coeficientes predichos de la primera, se agrega ruido a la estimación a través del error de predicción (Lanjouw *et al.*, 2011). Tercero, las mayores diferencias en las transiciones condicionales (ver figuras 6 y 7) se deben a que tanto el numerador como el denominador están estimados (Dang y Lanjouw, 2013).

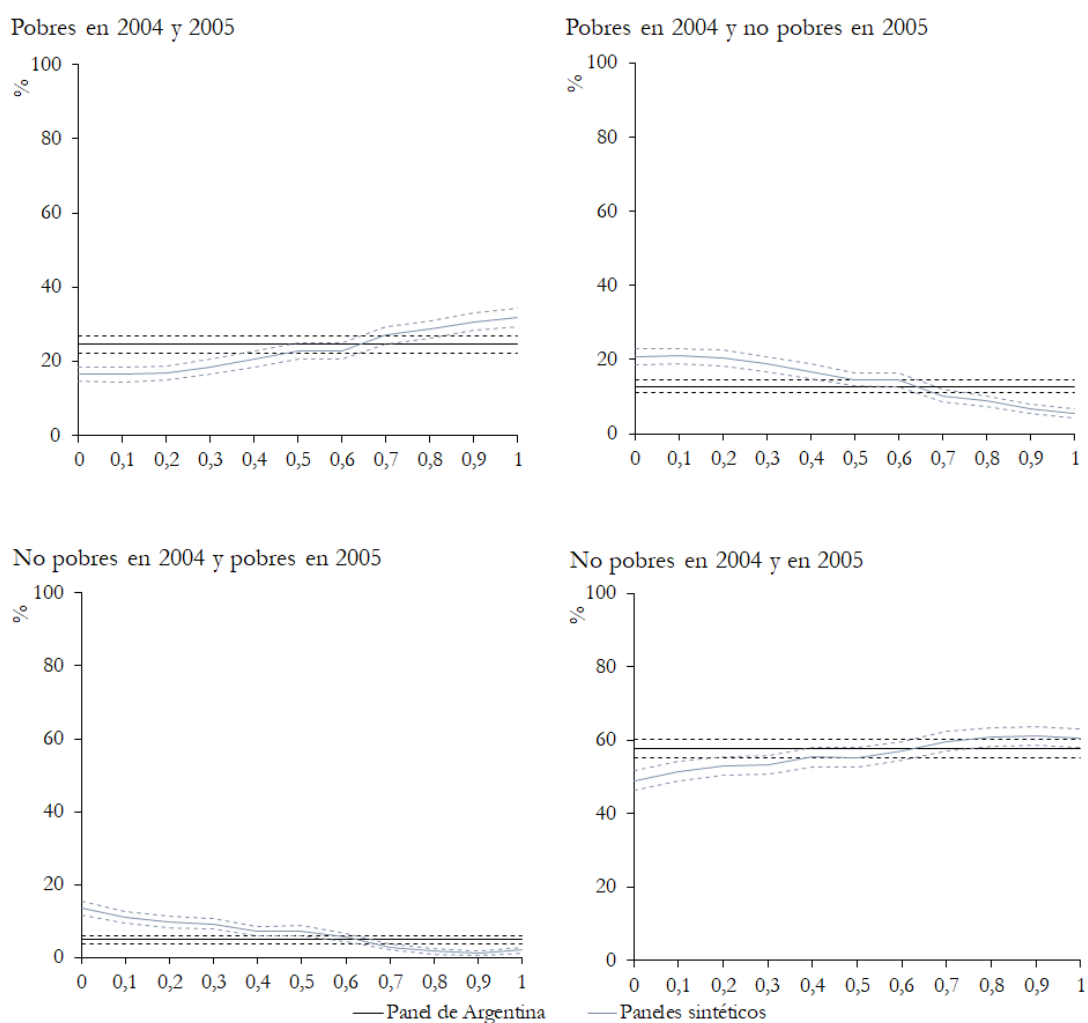
A pesar de esto último, de las figuras surge que para valores de $0,5 \leq \gamma \leq 0,8$, la metodología de paneles sintéticos predice de manera aceptable la movilidad intra-generacional de Argentina entre 2004-2005 y 2011-2012. En particular, se puede tomar el valor medio de este rango ($\gamma = 0,65$), valor bajo el cual la mayoría de las estimaciones de movilidad con paneles sintéticos caen dentro del intervalo de confianza del 95 por ciento de la estimación con el panel “verdadero”¹⁹. Dado esto, todas las estimaciones que se muestren de aquí en adelante se realizaron con $\gamma = 0,65$, valor que puede utilizarse en otros trabajos para Argentina como para países con estructuras de bienestar similares.

Por otro lado, siguiendo a Lucchetti (2017), quien demostró que los resultados son robustos al número de repeticiones utilizado en el cálculo de la cota superior de movilidad, todos los resultados de validación anteriores se realizaron utilizando una sola repetición. Al igual que

¹⁹ Vale notar que el rango que se obtiene no difiere significativamente del ponderador o de los valores del coeficiente de correlación ρ que fueron utilizados previamente en la literatura de paneles sintéticos.

Lucchetti (2017) se demuestra que los resultados de movilidad no varían cuando se aumenta el número de repeticiones desde uno a 300. Como se ve en las figuras A1 y A2 del Anexo, las estimaciones caen dentro del intervalo de confianza del 95 por ciento independientemente del número de repeticiones que se use. Dado esto, todas las estimaciones que se muestren de aquí en adelante se realizaron también utilizando una sola repetición.

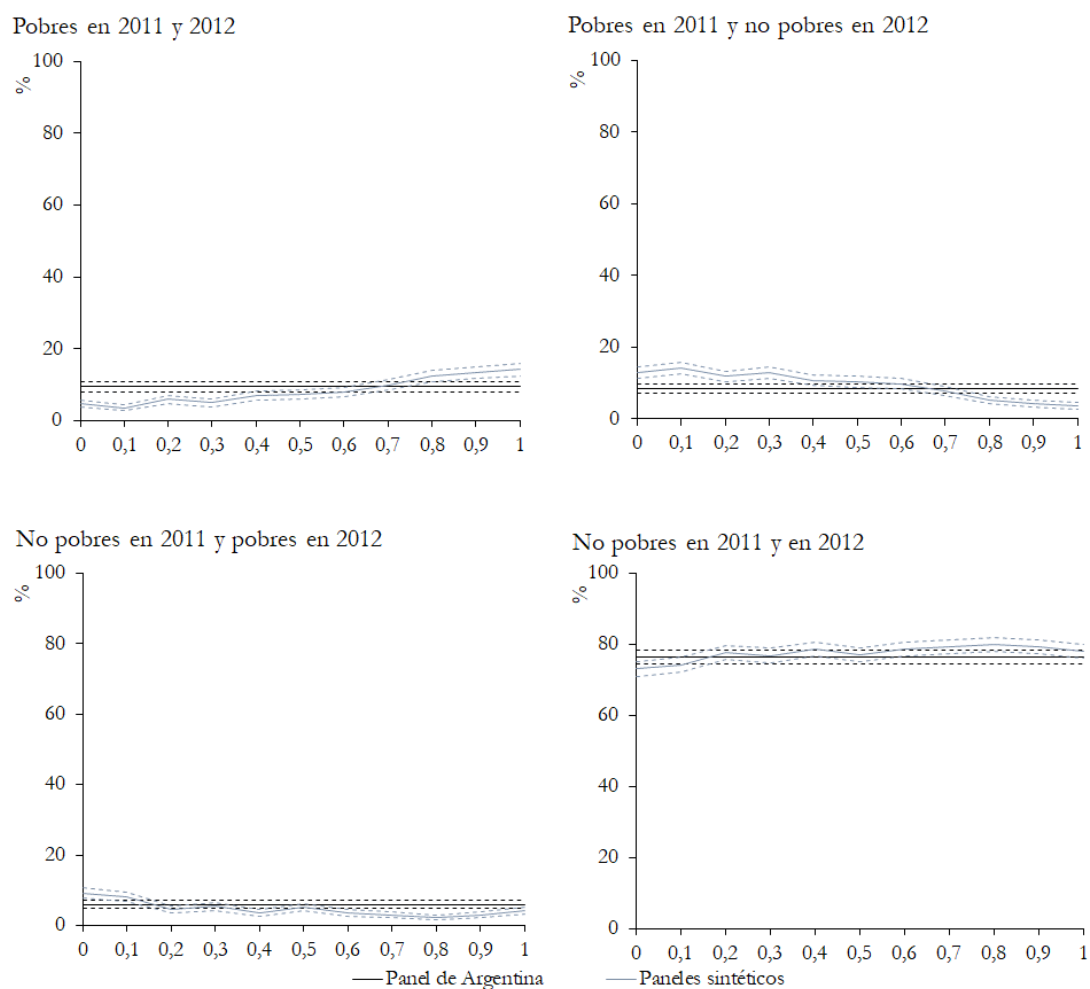
Figura 4. Transiciones incondicionales para diferentes valores de γ : panel “verdadero” versus paneles sintéticos



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la sub-muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El eje horizontal hace referencia al valor del ponderador. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza al 95 por ciento.

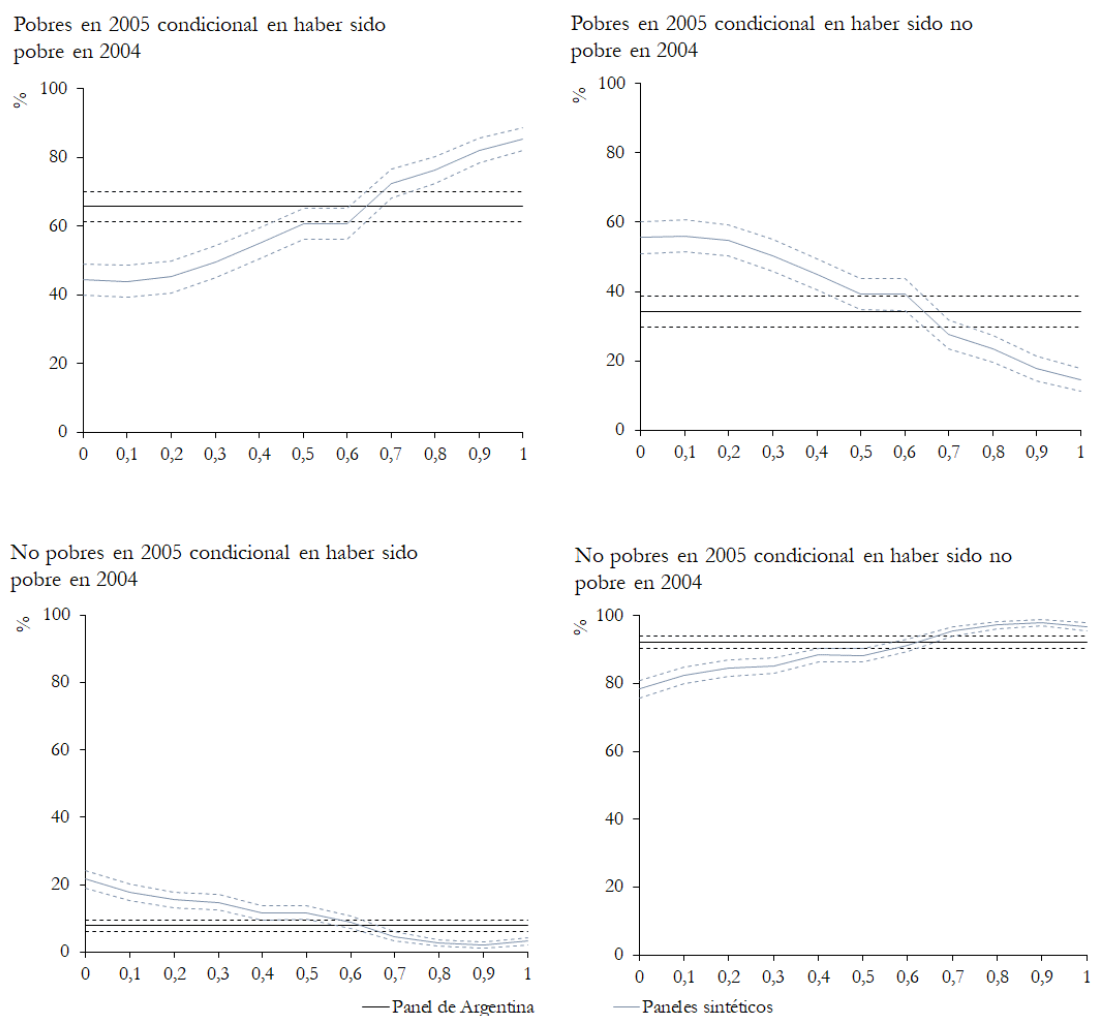
Figura 5. Transiciones incondicionales para diferentes valores de γ : panel “verdadero” versus paneles sintéticos



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la sub-muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El eje horizontal hace referencia al valor del ponderador. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza al 95 por ciento.

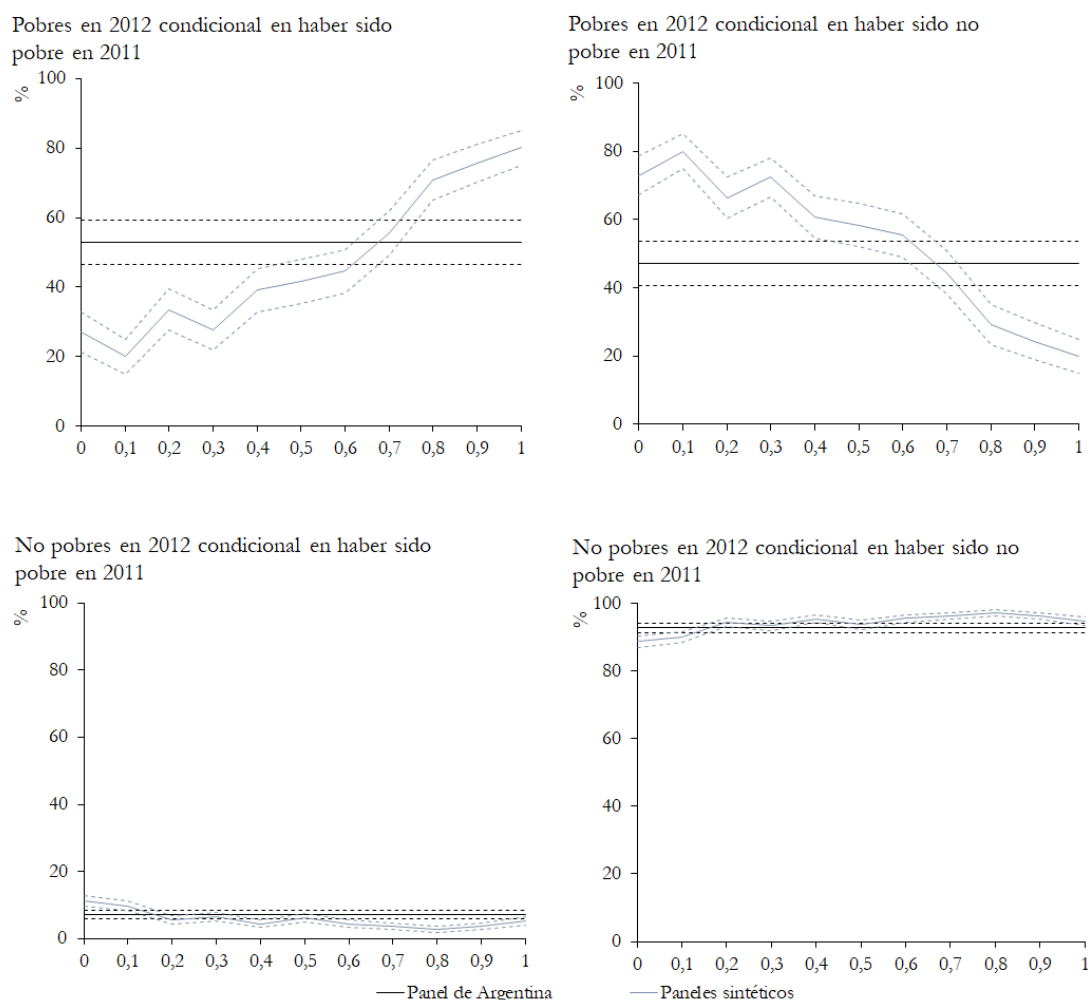
Figura 6. Transiciones condicionales para diferentes valores de γ : panel “verdadero” versus paneles sintéticos



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la sub-muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El eje horizontal hace referencia al valor del ponderador. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza al 95 por ciento.

Figura 7. Transiciones condicionales para diferentes valores de γ : panel “verdadero” versus paneles sintéticos



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la sub-muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El eje horizontal hace referencia al valor del ponderador. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza al 95 por ciento.

4.2.3. Estimación del coeficiente de correlación entre los residuos de los modelos de ingreso

Para finalizar con la sección de validación, el trabajo contribuye a la literatura con el cálculo del coeficiente de correlación entre los residuos de los modelos de las dos rondas. De esta manera no solo se verifica el cumplimiento del supuesto de correlación no negativa entre los residuos planteado en Dang *et al.* (2014) sino que a su vez se provee de un coeficiente que

puede utilizarse en futuros trabajos para Argentina, como así también para países con estructuras de bienestar similares.

El coeficiente de correlación de Pearson es igual a 0.65 para 2004-2005 y a 0.67 para 2011-2012. El mismo no difiere significativamente entre ambos periodos, por lo que no es incorrecto utilizar el mismo valor del parámetro para los dos periodos que se están analizando en este trabajo o circa estos años. Nuevamente vale notar, por un lado, la similitud con el coeficiente de correlación estimado en Dang y Lanjouw (2013) para Perú y, por otro lado, el soporte que brinda la correlación estimada al valor del ponderador de 0,65 encontrado para Argentina.

4.3. Dinámica de la pobreza

4.3.1. La dinámica de la pobreza entre dos años

En esta sección se analiza la dinámica de la pobreza entre los dos años extremos de los periodos bajo estudio. El Cuadro 1 muestra las transiciones incondicionales hacia dentro y fuera de la pobreza para 2004 versus 2007 y 2011 versus 2014.

Dado el comportamiento de la tasa de pobreza durante los años bajo estudio, es de esperar una mayor movilidad ascendente entre 2004 y 2007. El Cuadro 1 muestra que entre esos años un 18,1% de la población salió de la pobreza, mientras que solo un 6,5% lo hizo entre 2011 y 2014. Por su parte, la movilidad descendente también explica la caída significativa de la pobreza entre 2004 y 2007 y el estancamiento observado en el segundo periodo. Mientras que solo el 0,6% de la población entró a la pobreza en el primer periodo, un 1,6% lo hizo entre 2011 y 2014. Adicionalmente, un punto importante a notar es el hecho de que en el segundo periodo el porcentaje de individuos que se movieron (8,1%), ya sea de manera ascendente o descendente fue menor que entre 2004 y 2007 (18,7%).

La menor movilidad en el segundo periodo, al igual que la mayor proporción de hogares que se mantuvo en la pobreza en el primer periodo, puede estar asociada a los niveles de pobreza de cada uno de los periodos. Por ello, el Cuadro 2 muestra las probabilidades de transición condicionales al estatus de pobreza inicial.²⁰ A pesar de la mayor proporción de hogares que siguió siendo pobre en el primer periodo en comparación al segundo periodo (ver Cuadro

²⁰ Cuando los resultados se muestran sobre el total de individuos que eran o que no eran pobres al inicio periodo se hace referencia a los individuos del año 2004 y 2011 según el periodo bajo análisis. De lo contrario, se realiza la aclaración correspondiente.

1), el Cuadro 2 muestra que la probabilidad de seguir siendo pobre en el primer periodo fue menor que la estimada para 2011-2014. De los pobres en 2011, un 53,2% tenía chances de seguir siéndolo en 2014. En otras palabras, la probabilidad de salir de la pobreza fue de 46,8%, 5,8 puntos porcentuales menos que la probabilidad de salir entre 2004 y 2007.

Si bien la menor probabilidad de salida de la pobreza está explicando el estancamiento en el ritmo de reducción de la pobreza entre 2011 y 2014, la probabilidad de entrada de aquellos que no eran pobres al inicio del periodo cuenta, aunque en menor medida, una historia similar. Las chances de entrar a la pobreza de los individuos que no eran pobres al inicio del periodo fueron mayores entre 2011 y 2014. Un 1,9% de los individuos que no eran pobres en 2011 tenía posibilidades de serlo en 2014.

A modo de robustez se realiza el análisis utilizando otra línea de pobreza. Para ello se utiliza la línea internacional de pobreza de US\$ 6 diarios ajustados por PPP de 2011 sugerida por Castañeda *et al.* (2018). Los resultados se muestran en el Cuadro A2 del Anexo y, como puede observarse, las conclusiones no difieren significativamente.

Cuadro 1. Transiciones incondicionales (% de la población)

| Panel A: 2004-2007 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2007 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2004 | Pobre | 16,3 | 18,1 |
| | No pobre | 0,6 | 64,9 |

| Panel B: 2011-2014 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2014 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2011 | Pobre | 7,4 | 6,5 |
| | No pobre | 1,6 | 84,4 |

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. El número total de individuos en la muestra es igual a 15.971 en 2004 y 20.143 en 2011.

Cuadro 2. Transiciones condicionales (% de la población que era o no era pobre al inicio del periodo, según corresponda)

| Panel A: 2004-2007 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2007 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2004 | Pobre | 47,4 | 52,6 |
| | No pobre | 0,9 | 99,1 |

| Panel B: 2011-2014 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2014 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2011 | Pobre | 53,2 | 46,8 |
| | No pobre | 1,9 | 98,1 |

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. El número de individuos pobres en la muestra es igual a 4.750 en 2004 y 2.360 en 2011.

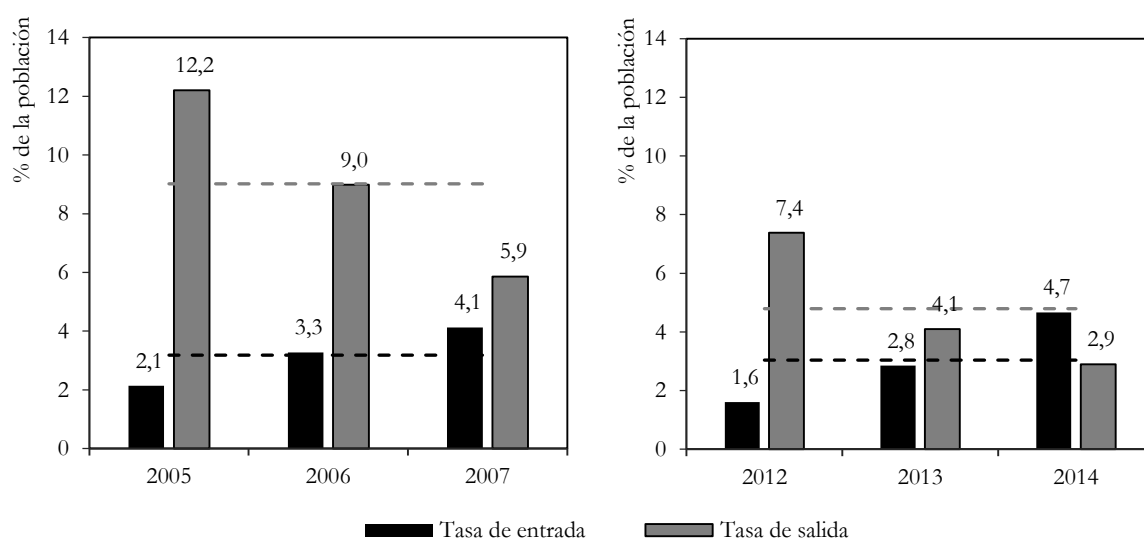
4.3.2. La dinámica de la pobreza año a año

El análisis de movilidad entre dos puntos en el tiempo obvia la dinámica de los años intermedios. Sin embargo, la generación de múltiples paneles sintéticos permite analizar esta dinámica al responder una mayor cantidad de preguntas que de otra forma ni siquiera podrían evaluarse como, por ejemplo, las tasas de entrada y salida que se dieron año a año.

La Figura 8 muestra las tasas de entrada y salida de la pobreza año a año de los individuos encuestados en 2004 y 2011, según corresponda. Lo primero que se observa es que, en ambos periodos, la tasa de entrada se incrementó y la tasa de salida disminuyó, siendo esta última siempre superior a la primera (excepto en el año 2014). Debido a esto es que los niveles de pobreza disminuyeron. Sin embargo, la brecha promedio entre la tasa de entrada y salida del segundo periodo fue significativamente menor a la del primero, lo que contribuyó a que la caída de la tasa de pobreza sea menor. Respecto a estas tasas, en la figura se observa que la tasa de entrada promedio no difiere entre ambos periodos, pero sí lo hace la tasa de salida promedio. La tasa de entrada promedio en el primer y segundo periodo fue 3,2% y 3,0%, respectivamente, mientras que la de salida se reduce a casi la mitad. Pasa de 9,0% entre 2005-2007 a 4,8% entre 2012-2014.

Esto último permite dar cuenta de la importancia de analizar la dinámica más allá de lo que se observa entre dos años particulares que tienden a estar alejados en el tiempo. La Figura 8 confirma que la caída de la tasa de salida es el motivo principal del estancamiento en la reducción de los niveles de pobreza durante el segundo periodo. Sin embargo, respecto a la tasa de entrada, la conclusión es distinta y contradice el leve aumento en la la tasa de entrada entre 2011 y 2014, que se observó en el Cuadro 2.

Figura 8. Tasas de entrada y salida año a año



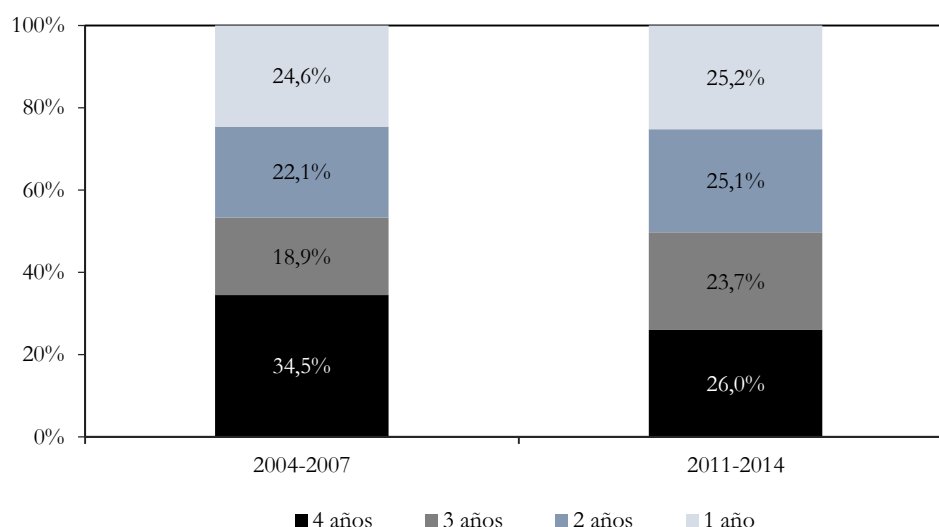
Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. La tasa de entrada para cada año es la proporción de individuos que no eran pobres en el año anterior y que entraron a la pobreza en el año bajo análisis. La tasa de salida para cada año es la proporción de individuos que eran pobres en el año anterior y que salieron de la pobreza en el respectivo año. Ambas tasas son independientes del estatus de pobreza inicial. Las líneas punteadas hacen referencia a la tasa de entrada y salida promedio, respectivamente.

4.3.2.1. Duración en la pobreza

La generación de múltiples paneles sintéticos permite analizar también duración en la pobreza. La Figura 9 muestra la duración en la pobreza de los individuos que eran pobres al inicio de cada periodo y, al igual que todas las figuras y cuadros que se muestran de aquí en adelante, surge de los diagramas de la dinámica de la pobreza año a año, que se muestran en las figuras A1 y A2 del apéndice.

Figura 9. Años en la pobreza (% de la población que era pobre al inicio del periodo)



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. El número de individuos pobres en la muestra es igual a 4.750 en 2004 y 2.360 en 2011.

Son varias las conclusiones que surgen de la Figura 9. Primero, nuevamente da cuenta de la importancia de analizar la dinámica más allá de lo que se ve entre dos años particulares. Del total de pobres en 2004, un 34,5% permaneció en la pobreza en todos los años del primer periodo bajo estudio. Esta proporción es menor en el segundo periodo, donde un 26,0% estuvo en la pobreza durante cuatro años. La mayor proporción de pobres iniciales de 2004 que permanecieron 4 años en la pobreza (respecto de los de 2011) difiere de lo que se observó al analizar la dinámica entre dos años, donde se encontró que la probabilidad condicional de seguir siendo pobre fue mayor entre 2011 y 2014.

Segundo, a pesar de que el objetivo del trabajo no es analizar pobreza crónica²¹, es importante notar que en el segundo periodo bajo estudio, este tipo de pobreza siguió siendo alta, a pesar de que fue menor a la del primer periodo. Más de un cuarto de la población que era pobre al inicio del periodo no logró escapar de la pobreza entre 2011 y 2014.

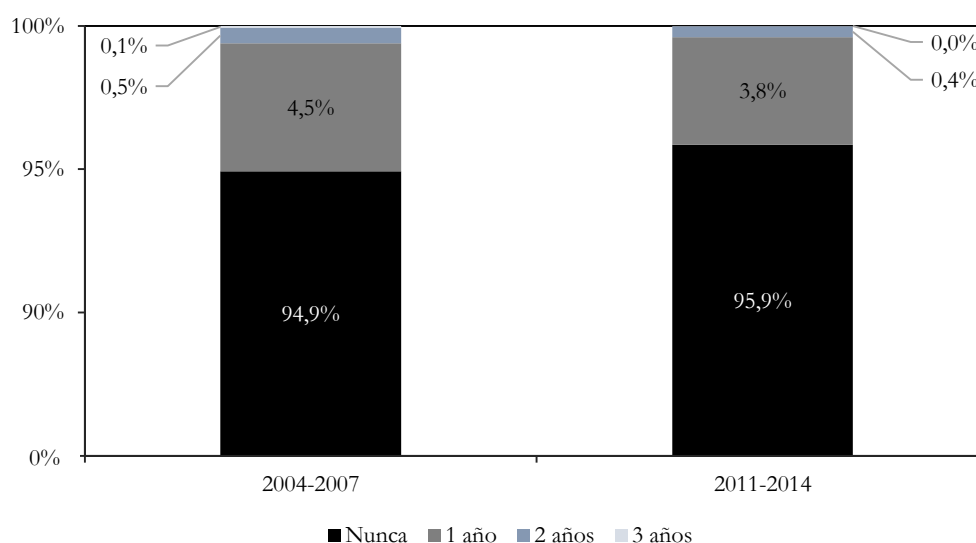
Tercero, la proporción de pobres del inicio del periodo que estuvieron solo un año en la pobreza fue mayor entre 2011 y 2014, pero esta proporción no difiere significativamente de lo que fue en el primer periodo. Sin embargo, el número de individuos que estuvo dos y tres

²¹ En este trabajo, pobreza crónica hace referencia a aquellos individuos que fueron pobres los cuatro años del periodo.

años en la pobreza fue mayor en el segundo periodo que en el primero. Mientras que un 48,8% estuvo por dos o tres años en la pobreza entre 2011-2014, un 41,0% lo estuvo entre 2004-2007.

Por otro lado, aquellos individuos que no eran pobres al inicio del periodo pueden entrar en la pobreza. La Figura 10 muestra el número de años en la pobreza de aquellos individuos con un ingreso superior a la línea de pobreza en 2004 o 2011, según el periodo que corresponda. Como se observa un 94,9% y 95,9% de estos individuos nunca entró a la pobreza en el primer y segundo periodo, respectivamente. Si bien menores, estos valores no difieren tanto de lo que se encontró en el Cuadro 2 y reflejan la escasa movilidad descendente que se registró en ambos periodos. Dado este resultado, de aquí en adelante el análisis se realizará solo para aquellos individuos que eran pobres al inicio de cada uno de los periodos.

Figura 10. Años en la pobreza (% de la población que no era pobre al inicio del periodo)



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. El número de individuos que no eran pobres en 2004 y 2011 fue de 11.221 y 17.783, respectivamente.

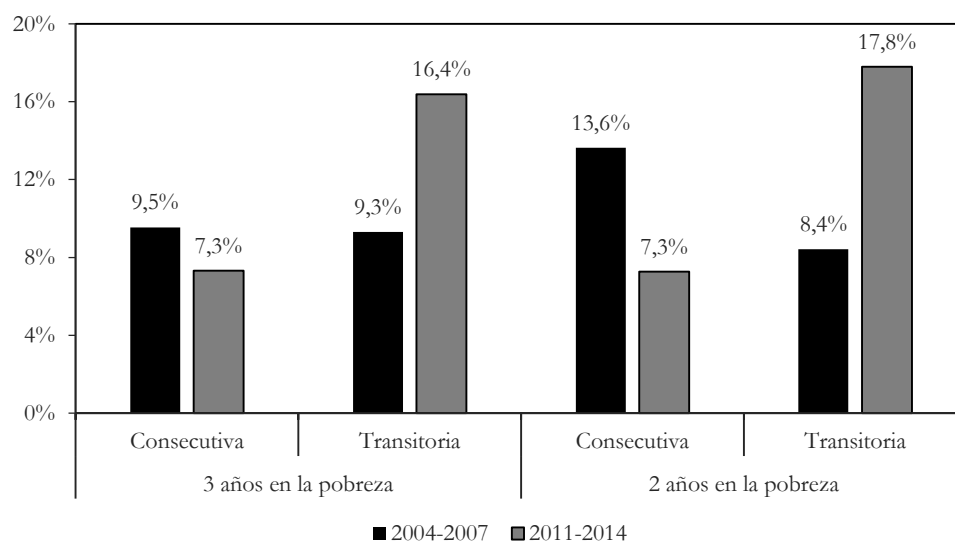
4.3.2.2. Pobreza consecutiva versus pobreza transitoria

Dada la mayor proporción de pobres del inicio del periodo que estuvieron por dos y tres años en la pobreza entre 2011 y 2014, es interesante analizar si lo hicieron de manera consecutiva o transitoria. Esto es, un individuo puede estar en la pobreza por varios años

consecutivos, mientras que otros pueden estar entrando y saliendo de la pobreza en los distintos años de un determinado periodo (es decir, están en la pobreza de manera transitoria).

La Figura 11 muestra la proporción de individuos que eran pobres al inicio del periodo y que estuvieron en la pobreza de manera consecutiva o transitoria. De la misma surge entonces que durante el periodo 2004-2007 predominó la pobreza consecutiva, mientras que, en el segundo periodo, los individuos estuvieron mayormente de manera transitoria en la pobreza. Durante 2004-2007, 23,1% de los individuos que eran pobres en 2004 estuvieron de manera consecutiva en la pobreza y 17,7% lo hizo de manera transitoria. Por su parte, durante 2011-2014, la pobreza consecutiva se redujo al 14,6% de los individuos que eran pobres al inicio del periodo, mientras que la pobreza transitoria alcanzó al 34,2% de los pobres del inicio del periodo.

Figura 11. Pobreza consecutiva versus pobreza transitoria (% de la población que era pobre al inicio del periodo)



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda.

4.3.2.3. Probabilidad de volver a entrar

Dada la última sección es interesante analizar la proporción de individuos que eran pobres al inicio del periodo, que salieron en alguno de los años siguientes de la pobreza, pero que nuevamente volvieron a entrar terminando nuevamente en la pobreza en 2007 o 2014. El Cuadro 3 muestra este resultado y concluye que la probabilidad de volver a entrar y terminar en la pobreza habiendo salido en alguno de los años entre 2011 y 2014 más que duplicó la probabilidad estimada para el periodo 2004-2007. Esto implica que, si bien durante el primer periodo había una mayor proporción de individuos que estuvieron por cuatro años en la pobreza y no lograron escapar, aquellos que lo hicieron, tenían menos chances de volver a entrar. Esto en parte fue lo que posibilitó que los niveles de pobreza caigan durante este periodo y lo que desaceleró la reducción de la pobreza entre 2011 y 2014, dado que los individuos que salían de la pobreza, volvían a entrar rápidamente en mayor medida.

Cuadro 3. Individuos que salieron de la pobreza, volvieron a entrar y terminaron siendo pobres al final del periodo (% de la población que era pobre al inicio del periodo)

| | 2004-2007 | 2011-2014 |
|----------------------|-----------|-----------|
| Total | 12,9 | 27,2 |
| 3 años en la pobreza | 9,3 | 16,4 |
| 2 años en la pobreza | 3,6 | 10,8 |

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda.

5. Conclusión

Al analizar la evolución de la tasa de pobreza de Argentina se pueden distinguir dos periodos muy claros: 2004-2007 de gran caída de la pobreza y 2011-2014 de estancamiento e incluso leve incremento en los niveles de pobreza. Dado esto, este trabajo tiene como objetivo estudiar movilidad intra-generacional del ingreso y la pobreza en Argentina para entender, desde un punto de vista dinámico, los motivos que pueden estar explicando el estancamiento en el ritmo de reducción de los niveles de pobreza que se dio a partir de 2011. Realizar un análisis dinámico implica estudiar el flujo “bruto” de movimientos de individuos específicos a lo largo del tiempo para poder determinar si el estancamiento se debió a una menor tasa de salida, a una mayor tasa de entrada o a ambos.

Para superar las limitaciones de los datos de panel, se utiliza la metodología de paneles sintéticos, desarrollada por Dang *et al.* (2014) y mejorada por Dang and Lanjouw (2013) y Lucchetti (2017). A partir de al menos dos rondas de encuestas de corte transversal, esta metodología permite generar un panel sintético al estimar el ingreso no observado en una de las rondas con regresores invariantes en el tiempo, determinísticos y/o retrospectivos y suponiendo una determinada correlación entre los errores de los modelos estimados. Dadas las ventajas de Lucchetti (2017), en el trabajo se sigue esta adaptación y se estima, al validar la metodología con la estructura de panel de la EPH-C de Argentina, el ponderador entre los errores de la cota superior e inferior de movilidad.

De la validación surge que la metodología de paneles sintéticos estima ingresos y dinámica de la pobreza de manera adecuada para Argentina, particularmente para valores del ponderador entre 0,5 y 0,8. En el trabajo se toma el valor medio de este rango ($\gamma = 0,65$), valor bajo el cual la mayoría de las estimaciones de movilidad con paneles sintéticos caen dentro del intervalo de confianza del 95 por ciento de la estimación con el panel “verdadero”. Vale destacar el hecho de que si bien la metodología funciona bien para estimar las transiciones hacia fuera y dentro de la pobreza, no se la debe considerar un sustituto de los datos de panel. Por el contrario, es un complemento dado que, en los casos donde no existen datos de panel, permite estudiar un fenómeno relevante como es la movilidad social y, en los casos en los que existe un panel, la metodología sirve para expandir la muestra a aquellos individuos que no se encuentran en la estructura de panel.

Respecto de la dinámica de la pobreza, la mayoría de los trabajos que utilizan paneles sintéticos analizan las transiciones hacia dentro y fuera de la pobreza entre dos puntos que tienden a estar alejados en el tiempo. De esta manera, no se puede analizar la dinámica de los ingresos en años intermedios. Para poder analizar esta dinámica, en el trabajo se generan múltiples paneles sintéticos de manera tal de seguir a los individuos encuestados en 2004 y 2011 por tres años consecutivos más. Al hacer esto, el trabajo busca caracterizar y cuantificar los movimientos de los individuos y responder así una mayor cantidad de preguntas que hacen a la dinámica de la pobreza de un país como, por ejemplo, por cuánto tiempo estuvieron los individuos en la pobreza, si lo hicieron de manera consecutiva o transitoria y cuál fue la probabilidad de volver a entrar habiendo salido de la pobreza en algún momento.

En cuanto a los resultados, el primero a destacar es la importancia de analizar la dinámica de los ingresos teniendo en cuenta no solo dos años, sino también los años intermedios. Un ejemplo claro de esto se vio cuando se analizaron las tasas de entrada y salida de la pobreza.

El análisis que compara solo dos años plantea que el estancamiento en el ritmo de reducción de la pobreza se debía a un problema de salida pero también, aunque en menor medida, a un problema de entrada. Sin embargo, cuando se analizó la dinámica considerando todos los años del periodo se encontró que el factor principal del estancamiento fue una menor tasa de salida de la pobreza. Adicionalmente, los resultados en cuanto a la permanencia en la pobreza difieren cuando se analiza la dinámica considerando dos o todos los años de los periodos bajo estudio.

Segundo y en cuanto a la mayor cantidad de preguntas que responde este trabajo dada la generación de múltiples paneles sintéticos, se encuentra que los individuos que se están moviendo son aquellos que eran pobres al inicio de cada uno de los periodos bajo estudio (2004 o 2011, según corresponda) y no aquellos que tenían un ingreso superior a la línea de pobreza. De los individuos que eran pobres al inicio del periodo y, respecto a 2004-2007, en el segundo periodo hubo una menor cantidad que fue pobre durante los cuatro años del periodo. Sin embargo, la proporción de individuos que estuvieron dos o tres años en la pobreza fue mayor.

Este último grupo de individuos no estuvo en la pobreza de la misma manera cuando se comparan los dos periodos bajo estudio. Mientras que durante 2011-2014 predominó la pobreza transitoria, en 2004-2007 predominó la pobreza consecutiva. Esto es, en el segundo periodo hubo una mayor dinámica hacia afuera y dentro de la pobreza; los individuos que salían en algún momento, volvían a entrar en otro de los años del periodo. De hecho, la probabilidad de volver a entrar y, a su vez, de terminar siendo pobre al final del periodo fue mayor entre 2011-2014.

A modo de resumen, el trabajo tiene tres contribuciones claras. Primero, contribuye a la literatura de la movilidad intra-generacional al explicar, desde un punto de vista dinámico, el motivo detrás del estancamiento en el ritmo de reducción de la pobreza en Argentina entre 2011-2014. Segundo, determina quiénes fueron los individuos que se movieron y cómo lo hicieron gracias a la generación de múltiples paneles sintéticos. Por último, contribuye a la literatura de paneles sintéticos al validar la metodología y al estimar el ponderador entre los errores de la cota superior e inferior de movilidad y el coeficiente de correlación entre los residuos de los modelos estimados en ambas rondas. Estos valores pueden ser luego utilizados en otros trabajos para Argentina como así también en países con una estructura de bienestar similar.

Referencias bibliográficas

- Balcazar, Carlos Felipe, Hai-Anh Dang, Eduardo Malasquez, Sergio Daniel Olivieri y Julieth Pico. 2018. "Welfare dynamics in Colombia: results from synthetic panels". World Bank Policy Research Working Paper No. 8441.
- Cancho, Cesar, Maria. E. Dávalos, Giorgia Demarchi, Moritz Meyer y Carolina Sánchez Paramo. 2015. "Economic Mobility in Europe and Central Asia: Exploring Patterns and Uncovering Puzzles". World Bank Policy Research Working Paper No. 7173.
- Castañeda R. Andres, Leonardo Gasparini, Santiago Garriga, Leonardo Lucchetti y Daniel Valderrama. (forthcoming). "How Sensitive is Regional Poverty Measurement in Latin America to the Value of the Poverty Line". *Economía Journal*. The Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA).
- CEDLAS y Banco Mundial. 2015. "SEDLAC: Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean." SEDLAC. August. <http://www.cedlas.econo.unlp.edu.ar/wp/en/estadisticas/sedlac/>
- Cruces, Guillermo y Leonardo Gasparini. 2013. "Políticas Sociales para la Reducción de la Desigualdad y la Pobreza en América Latina y el Caribe. Diagnóstico, Propuesta y Proyecciones en Base a la Experiencia Reciente". Documento de Trabajo, No. 142, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Universidad Nacional de La Plata.
- Cruces, Guillermo, Peter Lanjouw, Leonardo Lucchetti, Elizaveta Perova, Renos Vakis y Mariana Viollaz. 2015. "Intra-Generational Mobility and Repeated Cross-Sections: A Three- Country Validation Exercise". *Journal of Economic Inequality* 13 (2): 161–79.
- Dang, Hai-Anh y Peter Lanjouw. 2013. "Measuring Poverty Dynamics with Synthetic Panels Based on Cross-Sections". World Bank Policy Research Working Paper 6540.
- Dang, Hai-Anh, Peter Lanjouw, Jill Luoto y David McKenzie. 2014. "Using Repeated Cross-Sections to Explore Movements into and out of Poverty". *Journal of Development Economics*. 107, 112-128.
- Dang, Hai-Anh, Peter F. Lanjouw y Robertus A. Swinkels. 2014. "Who remained in poverty, who moved up, and who fell down? An investigation of poverty dynamics in Senegal in the late 2000s". World Bank Policy Research working paper No. 7141.
- Dang, Hai-Anh y Elena Ianchovichina. 2016. "Welfare Dynamics with Synthetic Panels: The Case of the Arab World in Transition". World Bank Policy Research Working Paper No. 7595.
- Dang, Hai-Anh, Dean Jolliffe y Calogero Carletto. 2017. "Data Gaps, Data Incomparability, and Data Imputation: A Review of Poverty Measurement Methods for Data-Scarce Environments". World Bank Policy Research Working Paper No. 8282.
- Dang, Hai-Anh y Peter Lanjouw. 2018. "Poverty dynamics in India between 2004-2012: Insights from longitudinal analysis using synthetic panel data". *Economic Development and Cultural Change*.
- Dang, Hai-Anh y Andrew L. Dabalen (forthcoming). "Is Poverty in Africa Mostly Chronic or Transient? Evidence from Synthetic Panel Data". *Journal of Development Studies*.
- Dávalos, Maria E. y Moritz Meyer. 2015. "Moldova: a story of upward economic mobility". World Bank Policy Research Working Paper 7167.
- Deaton, Angus. 1985. "Panel Data from Time Series of Cross-Sections". *Journal of Econometrics*, 30, 109-126.

- Ferreira, Francisco H. G., Julian Messina, Jamele Rigolini, Luis-Felipe López-Calva, Maria Ana Lugo y Renos Vakis. 2013. *Economic Mobility and the Rise of the Latin American Middle Class*. Washington, DC: World Bank.
- Gasparini, Leonardo, Martín Cicowiez y Walter Sosa Escudero. 2013. *Pobreza y desigualdad en América Latina: conceptos, herramientas y aplicaciones*. La Plata, Argentina: Temas Grupo Editorial Srl.
- Lanjouw, Peter, Jill Luoto y David McKenzie. 2011. “Using Repeated Cross-Sections to Explore Movements in and out of Poverty”. World Bank Policy Research Working Paper 5550.
- Lucchetti, Leonardo. 2017. “Who Escaped Poverty and Who Was Left Behind? A Non-Parametric Approach to Explore Welfare Dynamics Using Cross-Sections”. World Bank Policy Research Working Paper No. 8220.
- Rama, Martin, Tara Bêteille, Yue Li, Pradeep K. Mitra y John Lincoln Newman. 2015. *Addressing Inequality in South Asia*. South Asia Development Forum. World Bank Group, Washington, DC.
- Vakis, Renos, Jamele Rigolini y Leonardo Lucchetti. 2016. *Left behind: chronic poverty in Latin America and the Caribbean*. Washington, DC; World Bank Group.

Anexo

Cuadro A1. Estimación del logaritmo del ingreso per cápita familiar (ajustado por PPP)

| Panel A: 2005, 2006 y 2007 | | | |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 2005 | 2006 | 2007 |
| Género | 0,195* (0,106) | 0,474*** (0,099) | 0,090 (0,093) |
| Años de educación | 0,093*** (0,013) | 0,138*** (0,012) | 0,136*** (0,014) |
| Migrante | -0,166 (0,115) | -0,095 (0,086) | 0,138 (0,099) |
| Edad | -0,064*** (0,012) | -0,064*** (0,011) | -0,074*** (0,015) |
| Edad al cuadrado | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) |
| Constante | 4.916*** (0,324) | 5.752*** (0,284) | 6.380*** (0,369) |
| Efectos fijos por aglomerado | Si | Si | Si |
| Interacciones con aglomerado | Si | Si | Si |
| Observaciones | 15.953 | 21.894 | 10.479 |
| R cuadrado | 0,378 | 0,370 | 0,378 |

| Panel B: 2012, 2013 y 2014 | | | |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 2012 | 2013 | 2014 |
| Género | 0,225*** (0,084) | 0,159*** (0,070) | 0,302*** (0,071) |
| Años de educación | 0,124*** (0,008) | 0,101*** (0,008) | 0,107*** (0,008) |
| Migrante | -0,149 (0,104) | -0,055 (0,088) | 0,131 (0,080) |
| Edad | -0,083*** (0,012) | -0,065*** (0,011) | -0,055*** (0,011) |
| Edad al cuadrado | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) | 0,001*** (0,000) |
| Constante | 6,212*** (0,331) | 6,037*** (0,276) | 5,244*** (0,282) |
| Efectos fijos por aglomerado | Si | Si | Si |
| Interacciones con aglomerado | Si | Si | Si |
| Observaciones | 19.359 | 19.204 | 21.262 |
| R cuadrado | 0,307 | 0,291 | 0,292 |

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con $\gamma = 0,65$ y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Errores estándar entre paréntesis.

Cuadro A2. Transiciones incondicionales (% de la población) con una línea de pobreza de US\$ 6 diarios (ajustados por PPP de 2011)

| Panel A: 2004-2007 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2007 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2004 | Pobre | 31,3 | 18,9 |
| | No pobre | 1,1 | 48,7 |

| Panel B: 2011-2014 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2014 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2011 | Pobre | 19,3 | 7,5 |
| | No pobre | 3,7 | 69,4 |

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. La línea de pobreza utilizada para la estimación es igual a US\$ 6 diarios, ajustados por paridad del poder adquisitivo de 2011.

Cuadro A3. Transiciones condicionales (% de pobres o no pobres iniciales, según corresponda) con una línea de pobreza de US\$ 6 diarios (ajustados por PPP de 2011)

| Panel A: 2004-2007 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2007 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2004 | Pobre | 62,4 | 37,6 |
| | No pobre | 2,2 | 97,8 |

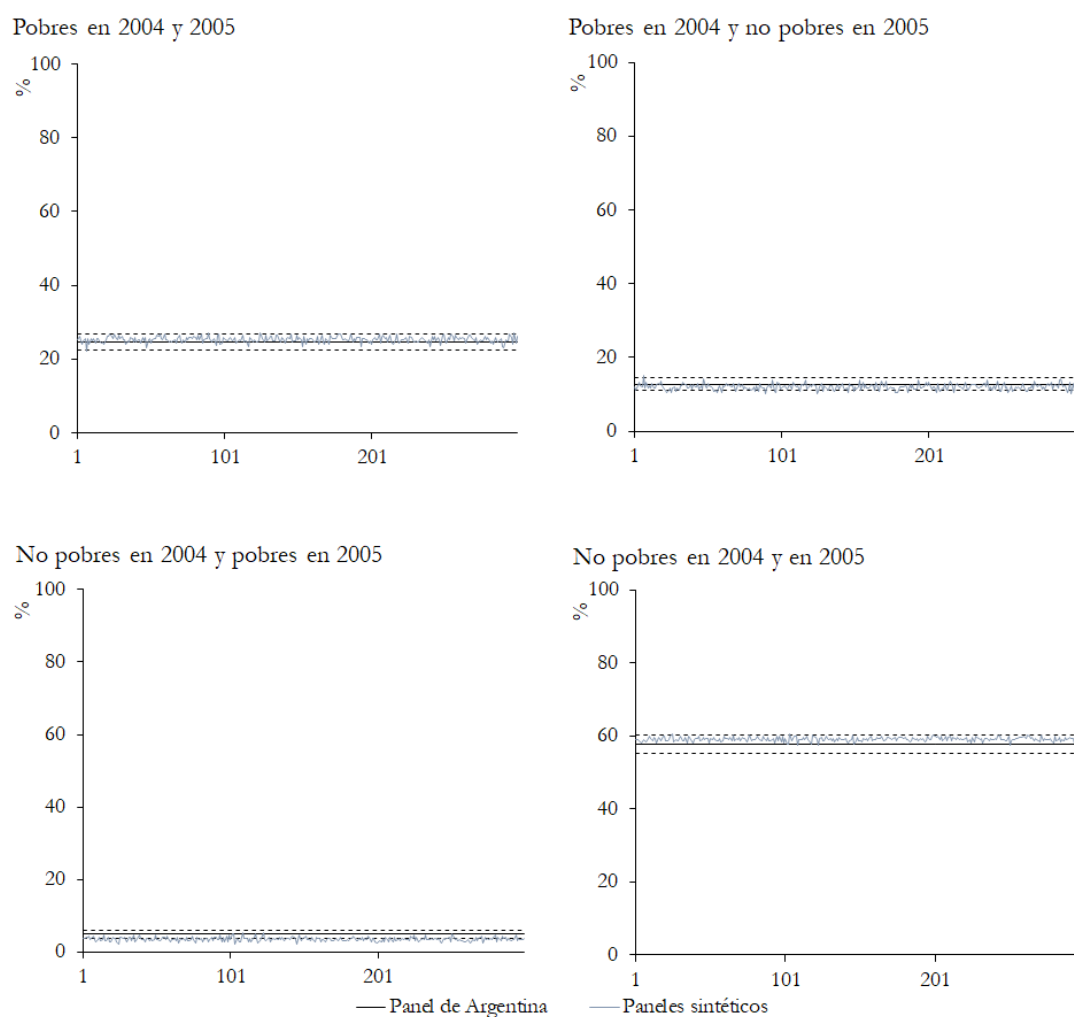
| Panel B: 2011-2014 | | | |
|--------------------|----------|-------|----------|
| | | 2014 | |
| | | Pobre | No pobre |
| 2011 | Pobre | 72,2 | 27,8 |
| | No pobre | 5,1 | 94,9 |

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. La línea de pobreza utilizada para la estimación es igual a US\$ 6 diarios, ajustados por paridad del poder adquisitivo de 2011.

Figura A1. Transiciones incondicionales para diferentes números de repeticiones.

2004-2005

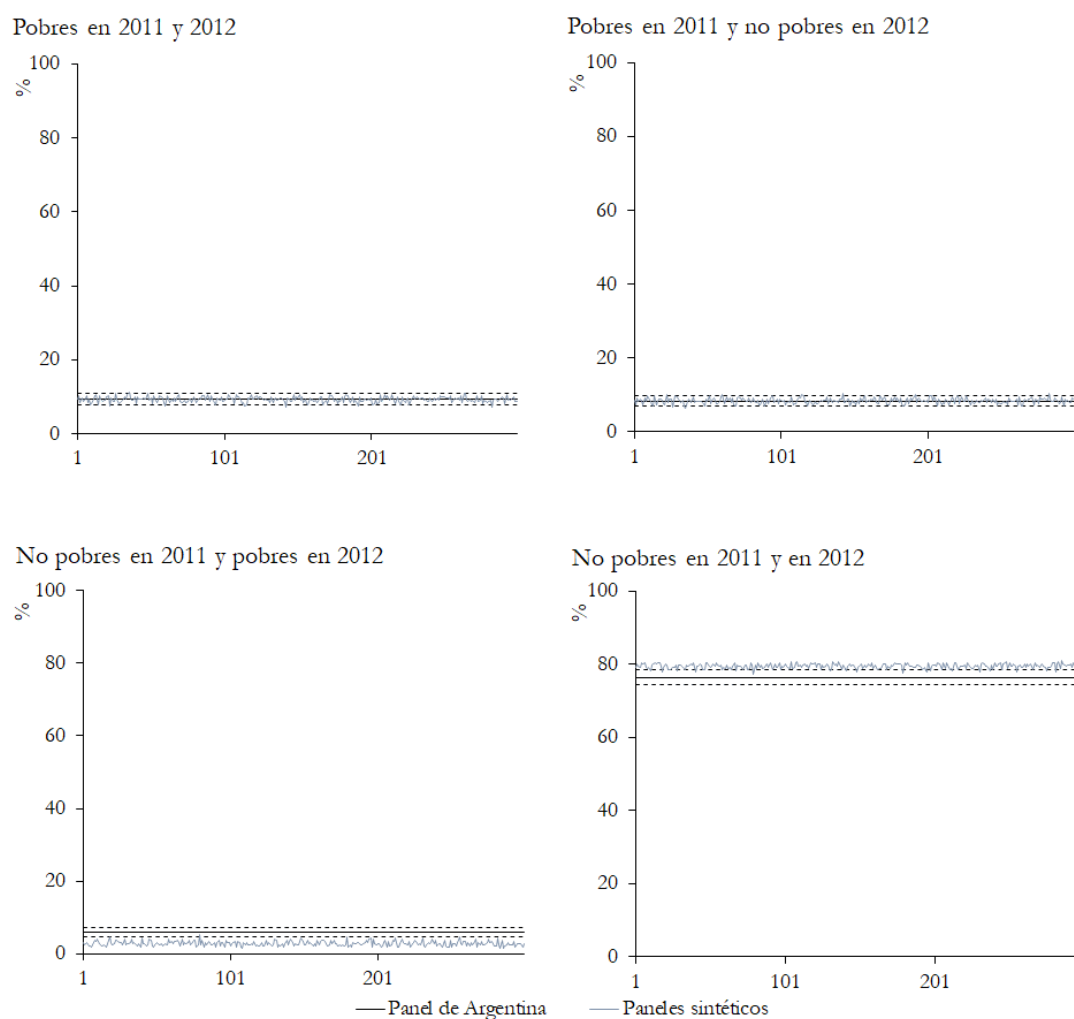


Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: la muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El eje horizontal hace referencia al número de repeticiones. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza al 95 por ciento.

Figura A2. Transiciones incondicionales para diferentes números de repeticiones.

2011-2012

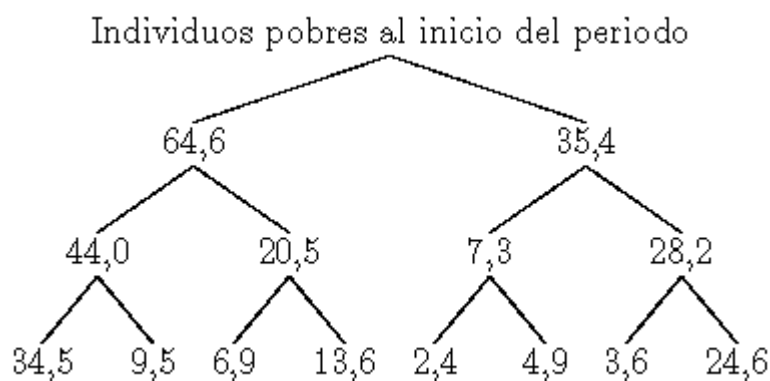


Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

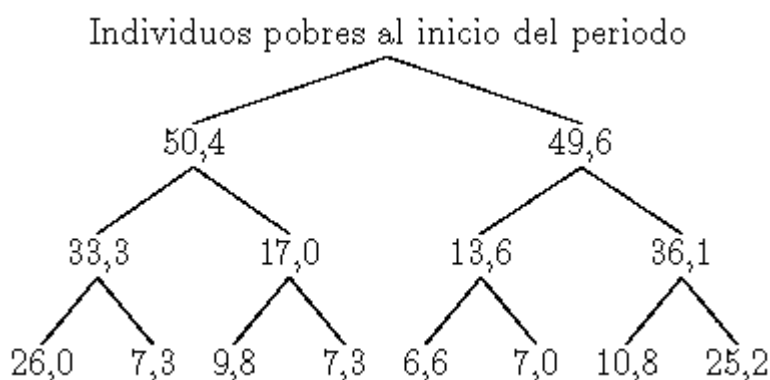
Nota: la muestra se restringe en todos los casos al jefe de hogar de entre 25 y 55 años del Panel de Argentina. El eje horizontal hace referencia al número de repeticiones. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza al 95 por ciento.

Figura A3. Dinámica de la pobreza condicional (% de la población que era pobre al inicio del periodo)

Panel A: 2004-2007



Panel B: 2011-2014

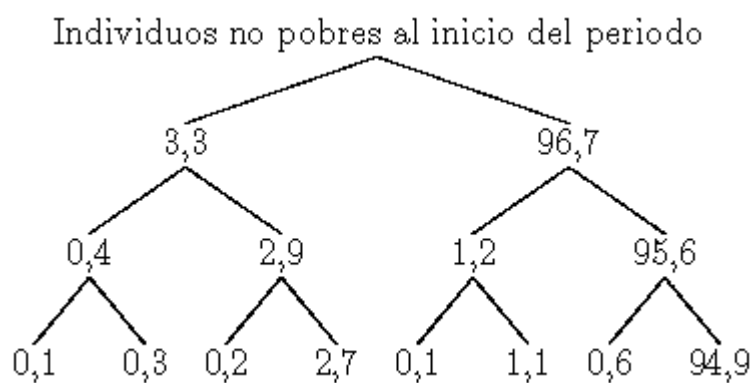


Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

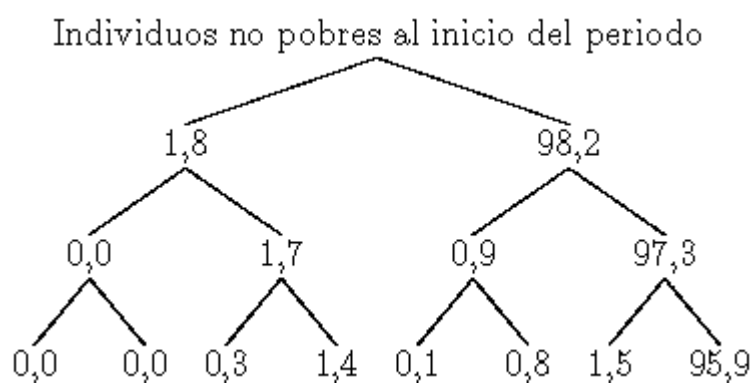
Nota: Las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. De arriba hacia abajo del diagrama, cada uno de los niveles representa un año. El primer nivel corresponde al año inicial de los periodos bajo estudio (2004 o 2011, según corresponda). En cada nivel, la rama que se desprende hacia la izquierda representa la proporción de individuos en la pobreza y las ramas hacia la derecha, la proporción de individuos fuera de la pobreza.

Figura A4. Dinámica de la pobreza condicional (% de la población que no era pobre al inicio del periodo)

Panel A: 2004-2007



Panel B: 2011-2014



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Permanente de Hogares Continua del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Nota: Las estimaciones fueron realizadas con un ponderador igual a 0,65 y una sola repetición para la muestra de jefes de hogar de entre 25 y 55 años en el año 2004 y 2011, según corresponda. De arriba hacia abajo del diagrama, cada uno de los niveles representa un año. El primer nivel corresponde al año inicial de los periodos bajo estudio (2004 o 2011, según corresponda). En cada nivel, la rama que se desprende hacia la izquierda representa la proporción de individuos en la pobreza y las ramas hacia la derecha, la proporción de individuos fuera de la pobreza.